

Christian Fürtjes

# Zur Effektivität freiwilliger Devisen- marktinterventionen

Eine Analyse auf Basis des Mikrostruktur-  
ansatzes der Wechselkursentwicklung



Springer Gabler

---

# Zur Effektivität freiwilliger Devisenmarktinterventionen

---

Christian Fürtjes

# Zur Effektivität freiwilliger Devisen- marktinterventionen

Eine Analyse auf Basis des  
Mikrostrukturansatzes der  
Wechselkursentwicklung

Mit einem Geleitwort von Prof. Dr. Heinz Dieter Smeets

Christian Fürtjes  
Düsseldorf, Deutschland

Dissertation, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der Heinrich-Heine-Universität  
Düsseldorf, 2013

D 61

ISBN 978-3-658-03587-7  
DOI 10.1007/978-3-658-03588-4

ISBN 978-3-658-03588-4 (eBook)

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

Springer Gabler  
© Springer Fachmedien Wiesbaden 2013  
Das Werk einschließlich aller seiner Teile ist urheberrechtlich geschützt. Jede Verwertung, die nicht ausdrücklich vom Urheberrechtsgesetz zugelassen ist, bedarf der vorherigen Zustimmung des Verlags. Das gilt insbesondere für Vervielfältigungen, Bearbeitungen, Übersetzungen, Mikroverfilmungen und die Einspeicherung und Verarbeitung in elektronischen Systemen.

Die Wiedergabe von Gebrauchsnamen, Handelsnamen, Warenbezeichnungen usw. in diesem Werk berechtigt auch ohne besondere Kennzeichnung nicht zu der Annahme, dass solche Namen im Sinne der Warenzeichen- und Markenschutz-Gesetzgebung als frei zu betrachten wären und daher von jedermann benutzt werden dürften.

Gedruckt auf säurefreiem und chlorfrei gebleichtem Papier

Springer Gabler ist eine Marke von Springer DE. Springer DE ist Teil der Fachverlagsgruppe Springer Science+Business Media.  
[www.springer-gabler.de](http://www.springer-gabler.de)

# Geleitwort

Devisenmarktinterventionen sind staatliche Eingriffe in das Marktgeschehen, die sowohl in einem Währungssystem fester als auch flexibler Wechselkurse auftreten können. Während bei Festkurssystemen obligatorische Interventionen im Vordergrund stehen, geht es in einem Währungssystem grundsätzlich flexibler Wechselkurse, wie es seit 1973 zwischen den wichtigen Währungen der Welt (US-Dollar, Euro, Yen) zu beobachten ist, um freiwillige Devisenmarktinterventionen, die zur Abwendung gravierender Ungleichgewichte oder hoher Volatilität eingesetzt werden. Vor dem Hintergrund monetärer Theorieansätze zur Wechselkursentwicklung haben Devisenmarktinterventionen aber nur dann eine nachhaltige Wirkung, wenn sie einen Wechsel der Geldpolitik implizieren. Sterilisierte Devisenmarktinterventionen bleiben in diesem Modellrahmen hingegen wirkungslos. Dies schließt jedoch nicht aus, daß sterilisierte Interventionen über andere Kanäle den Wechselkurs beeinflussen.

Vor diesem Hintergrund hat man auf der Basis alternativer Ansätze zur Erklärung der Wechselkursentwicklung nach Wirkungskanälen sterilisierter Devisenmarktinterventionen gesucht, zu denen insbesondere der Portfolio-, der Signal- und der Koordinations-Kanal gehören. Die Wirkungsweise der in der traditionellen Literatur diskutierten Einflußkanäle und die daraus abgeleiteten Veränderungen des Wechselkurses haben sich jedoch bisher empirisch kaum belegen lassen. Daher untersucht Herr Dr. Fürtjes in der vorliegenden Studie, ob sich vor dem Hintergrund des Mikrostrukturansatzes zur Wechselkursentwicklung aus theoretischer wie empirischer Sicht neue Einflußmöglichkeiten ergeben oder bekannte Wirkungskanäle neu zu interpretieren sind. Dabei nimmt der Koordinations-Kanal einen besonders breiten Raum ein, da er explizit an der Mikrostruktur des Devisenmarktes ansetzt. Die Ergebnisse von Herrn Dr. Fürtjes zeigen jedoch, daß auch in diesem neuen Rahmen kaum mit einer nachhaltigen, zielgerichteten Wirkung zu rechnen ist, wenn die Eingriffe in Form sterilisierter Interventionen durchgeführt werden. Seine Ergebnisse lassen vielmehr den Schluß zu, daß solche Interventionen lediglich unter bestimmten wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen auf das Wechselkursniveau wirken.

Mit seiner Forschungsarbeit hat Herr Dr. Fürtjes einen wichtigen Beitrag zur Diskussion um die Notenbankpolitik in Form sterilisierter Devisenmarktinterventionen geleistet. Darüber hinaus bieten die Ausführungen in seiner Arbeit einen Anstoß, sich mit der grundsätzlichen Bedeutung des Sterilisationsgrades von Devisenmarktinterventionen wissenschaftlich intensiver zu beschäftigen. All jenen, die sich in Wissenschaft und Praxis mit dieser Fragestellung auseinandersetzen, gibt die vorliegende Schrift wertvolle Anregungen und Hinweise.

Düsseldorf

*Prof. Dr. Heinz Dieter Smeets*

# Vorwort

Die vorliegende Arbeit wurde als Dissertationsschrift im Rahmen meines Promotionsverfahrens an der HHU Düsseldorf verfaßt. Ihre Entstehung vom sprichwörtlichen „leeren Blatt“ bis hin zur veröffentlichtungswürdigen Version wurde dabei maßgeblich geprägt von meiner Tätigkeit als Dozent und wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für VWL, insb. Internationale Wirtschaftsbeziehungen der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der HHU. In dieser fast sechsjährigen Phase haben mich eine Vielzahl von Kollegen, Freunden und Bekannten begleitet und auf dem Weg zur Verfassung dieses Buches aktiv unterstützt. Es ist das besondere Privileg eines Autors, sich in einem Vorwort bei eben diesen Menschen zu bedanken. Unglücklicherweise stellt sich jedoch auch hier das aus der ökonomischen Theorie wohlbekannte Problem der Optimierung unter Nebenbedingungen insofern, als eine adäquate Nennung all dieser Personen nicht zuletzt durch den vorgegebenen Seitenumfang restriktiert wird. In Ermangelung eines bewährten Algorithmus zur Lösung dieses speziellen Problems kann damit auch meine Danksagung bestenfalls als eine Second-Best-Lösung angesehen werden und wird daher zwangsläufig zu Wohlfahrtsverlusten bei bestimmten Agenten führen, für die ich mich bei allen evtl. Betroffenen im Vorfeld entschuldigen möchte. Im Stile eines hoffentlich wohlwollenden Diktators möchte ich trotzdem im Folgenden einige Menschen besonders herausstellen, die bei der Fertigstellung dieses Werks eine herausragende Rolle gespielt haben.

Zunächst möchte ich mich in diesem Zusammenhang bei meinem Doktorvater, Herrn Prof. Dr. H.-D. Smeets, für die umsichtige und konstruktive Betreuung ebenso bedanken wie für sechs außergewöhnlich harmonische und produktive Jahre als Wissenschaftlicher Mitarbeiter an seinem Lehrstuhl. Herrn Prof. Dr. A. F. Michler bin ich nicht nur ob seiner ausgesprochen zeitnahen Begutachtung meiner Dissertation, sondern auch für seine moralische Unterstützung als Mit-Werder-Fan in weniger erfolgreichen Zeiten (trotz seiner Wattenscheider Vergangenheit) sehr verbunden. Ein besonderer Dank richtet sich an meinen zweifachen akademischen Entdecker, Herrn Prof. Dr. H. J. Thieme, der mich nicht nur zur Aufnahme eines VWL-Studiums bewegt hat, sondern auch eine entscheidende Vermittlerrolle bei der Aufnahme des Doktorandenstudiums in Düsseldorf eingenommen hat.

Die kollegiale und freundschaftliche Arbeitsatmosphäre am Lehrstuhl verhalf mir (vielleicht sogar manchmal zu gut), über die Rückschläge und unproduktiven Tage hinwegzukommen. Für die vielen nützlichen Ratschläge und Hinweise und nicht zuletzt auch die Arbeitsentlastung zum Ende meiner Dissertation möchte ich mich daher herzlich bei meinen Kollegen Dipl.-Kff. Angelique Herzberg, Dipl.-Oec. Anita Schmid, Dipl.-Vw. Lucas Kramer, Marco Zimmermann M.A. Int. Econ. sowie Frau Birgit Knoke bedanken. Bei der wenig erbaulichen und doch essentiellen Vorarbeit zu meinen ökonometrischen Studien wurde ich von Rebecca Rothe B.Sc., Katharina Rutz B.Sc. sowie Anna Lindenu B.Sc. wunderbar unterstützt. Für die Korrektur meiner allzu kreativen Kommasetzung und anderer sprachlicher Schwächen danke ich Frau Gabriele Cüppers. In mehreren intensiven Diskussionen mit Herrn Dr. Achim Hauck kristallisierte sich aus vagen Ideen und den vielen losen Enden letztlich auch eine (hoffentlich für den geneigten Leser) erkennbare Struktur für das Gesamtwerk heraus. Hierfür, für die technische Unterstützung bei LaTeX-Problemen sowie den erfreulichen Umstand, meine Promotionsfähigkeit (zumindest) nicht öffentlich in Frage zu stellen, bin ich ebenfalls sehr dankbar.

Zum Abschluß möchte ich noch drei Menschen besonders erwähnen, ohne die diese Arbeit buchstäblich niemals möglich bzw. vollendet worden wäre. Schon aus biologischer Sicht trifft dies offenkundig für meine Eltern zu, deren großartige Unterstützung in jeglicher Hinsicht mir stets den Rückhalt und die Sicherheit gegeben hat, meine privaten und beruflichen Ziele – bis hin zur Veröffentlichung dieser Arbeit – zu erreichen. Während jedoch der Beitrag meiner Eltern bei der Umsetzung dieses „Projektes“ in erster Linie ideeller (und nicht zuletzt im Hinblick auf die Veröffentlichung finanzieller) Natur gewesen ist, genoß ich in Person meiner Freundin Laura darüber hinaus sowohl in fachlicher, organisatorischer und nicht zuletzt auch in psychologischer Hinsicht den größtmöglichen Beistand zur erfolgreichen Beendigung dieser Arbeit.

In Ermangelung einer Euch gerecht werdenden Dankesformel für Eure Unterstützung weit über diese Arbeit hinaus möchte ich Euch einfach „Danke für alles“ sagen und Euch diese Arbeit widmen.

Sonsbeck

*Christian Fürtjes*

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	1
<b>2</b>	<b>Gang der Untersuchung und methodologische Abgrenzung</b>	5
<b>3</b>	<b>Effizienz von Devisenmarktinterventionen im makroökonomischen Kontext</b>	15
3.1	Probleme makroökonomischer Wechselkursmodelle	15
3.1.1	Empirische Validität	15
3.1.2	Theoretische Konzeption	16
3.1.3	Mikrofundierung und Erwartungsbildung	18
3.2	Wirkungsanäle nicht sterilisierter Devisenmarktintervention	20
3.3	Wirkungsanäle sterilisierter Devisenmarktinterventionen	22
3.3.1	Portfolio-Balance-Kanal	24
3.3.2	Signalling-Kanal	30
3.3.3	Konzeptionelle Bewertung und empirische Relevanz	33
3.4	Zwischenfazit	40
<b>4</b>	<b>Mikrostrukturelle Erklärung der Preisbildung am Devisenmarkt</b>	41
4.1	Wechselkursbildung in der Praxis der Finanzmärkte	41
4.1.1	Rahmendaten und Marktabgrenzung des Devisenmarktes	42
4.1.2	Akteure am Devisenmarkt	47
4.1.3	Informationen, Transparenz und Auftragsfluß	51
4.2	Theoretische Grundlagen und Modellansätze	55
4.2.1	Rational-Expectations-Modell	57
4.2.2	Kyle-Modell	67
4.2.3	Glosten-Milgrom-Modell	82
4.2.4	Interdealer-Modell	104
4.3	Anwendung des Mikrostrukturansatzes auf den Devisenmarkt	129
4.3.1	Empirische Erfassung der Auftragsfluß-Variablen	130
4.3.2	Auftragsfluß im direkten Interdealer-Handel	134
4.3.3	Indirekter Interdealer-Handel und Fundamentalfaktoren	137

---

4.3.4	Mikro- und/oder Makrostruktur des Devisenmarktes? . . . . .	143
<b>5</b>	<b>Analyse von Devisenmarktinterventionen in Mikrostrukturmodellen</b> . . . . .	149
5.1	Sterilisierte Interventionen im Mikrostrukturansatz . . . . .	151
5.1.1	Signalling-Kanal . . . . .	152
5.1.2	Portfolio-Balance-Kanal . . . . .	207
5.2	Der Koordinationskanal . . . . .	226
5.2.1	Chartisten-Fundamentalisten-Ansatz . . . . .	229
5.2.2	Chartisten und Fundamentalisten im Mikrostrukturansatz . . . . .	236
5.2.3	Theoretische Implementierung des Koordinationskanals . . . . .	238
5.2.4	Empirische Überprüfung des Koordinationskanals . . . . .	246
5.2.5	Bewertung des Koordinationskanals . . . . .	261
5.3	Nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen im Mikrostruktur- ansatz . . . . .	263
5.3.1	Das Sterilisationsproblem . . . . .	263
5.3.2	Sterilisationsgrad und Effektivität . . . . .	278
<b>6</b>	<b>Fazit und Ausblick</b> . . . . .	293
<b>Literaturverzeichnis</b> . . . . .		297

# Kapitel 1

## Einleitung

Markteingriffe von Notenbanken in den internationalen Devisenmarkt gehören zu den in der Ökonomie am kontroversesten diskutierten diskretionären wirtschaftspolitischen Maßnahmen von geldpolitischen Entscheidern. Obwohl die Notwendigkeit von solchen Devisenmarktintervention seit dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems für die überwiegende Zahl an Notenbanken obsolet geworden ist, bedienen und bedienen sich nahezu alle Zentralbanken bis heute situationsabhängig dieses Instruments, auch und gerade in Systemen grundsätzlich frei-floatender Wechselkurse, um ihre wirtschaftspolitischen Ziele zu erreichen. In das Bewußtsein einer breiteren Öffentlichkeit sind Devisenmarktintervention in der jüngeren Vergangenheit insbesondere durch die Interventionen der Schweizer Nationalbank (SNB) zur Aufrechterhaltung einer selbst formulierten Wechselkursuntergrenze zwischen dem Schweizer Franken (CHF) und dem Euro von 1,20 CHF/Euro seit September 2011 sowie der japanischen Interventionen im US-Dollar/Yen-Markt über das Jahr 2011 hinweg geraten. Beide Interventionsmaßnahmen müssen dabei im Kontext der immer noch anhaltenden internationalen Finanz- und Staatsschuldenkrise gesehen werden, die nicht nur zu erheblichen Verwerfungen auf den Kapital-, Güter- und Arbeitsmärkten geführt hat, sondern der auch wegen ihres globalen Wirkens und Ausmaßes (bislang zumindest) nicht mit konventionellen geld- und /oder fiskalpolitischen Maßnahmen erfolgreich entgegengetreten werden konnte. In diesem Zusammenhang stellt sich damit die Frage, ob und auf welche Weise Devisenmarktintervention als wirtschaftspolitisches Instrument geeignet erscheinen, um zur wirtschaftspolitischen Zielerreichung ihrer Nutzer erfolgversprechend herangezogen werden zu können.

Die Fragestellung, inwieweit Devisenmarktintervention in Regimen flexibler Wechselkurse eine effektive wirtschaftspolitische Maßnahme darstellen, wird von der ökonomischen Forschung bereits seit den 1970er Jahren untersucht. Dennoch hat sich bis heute kein wissenschaftlicher Konsens dahingehend eingestellt, ob Interventionsmaßnahmen am Devisenmarkt in der Vergangenheit bzw. generell zu einer zielgerichteten Beeinflussung der ökonomischen Rahmenbedingungen geführt haben bzw. führen können. Vor dem Hintergrund der aktuellen, aber auch der grundsätzlichen Relevanz dieser Fragestellung erscheint eine erneute wissenschaft-

liche Auseinandersetzung mit diesem Themenkomplex geboten zu sein. Dabei wird das Verständnis der Wirksamkeit von Devisenmarktintervention in der ökonomischen Forschung sowie in der Einschätzung der wirtschaftspolitischen Entscheider (also der Notenbänker) selbst nach wie vor maßgeblich von den Erkenntnissen der auf makroökonomischer Basis abgeleiteten Erklärungsansätze der 1970er und 1980er Jahre geprägt. In den vergangenen 15 Jahren haben sich dagegen sowohl in theoretischer als auch in empirischer Hinsicht Konzepte und Verfahren herausgebildet, die eine konzeptionell adäquatere und gerade in Bezug auf die ökonometrische Umsetzung zielgerichtetere Untersuchung der Interventionspolitik am Devisenmarkt zulassen. Die Fortschritte im empirischen Bereich können in diesem Zusammenhang hauptsächlich daran festgemacht werden, daß neben der größeren Datenverfügbarkeit, insbesondere der historischen Interventionsdaten für die meisten Zentralbanken, die Auswertung der Datensätze durch Schätz- und Testverfahren, die auch eine einfache Implementierung von nicht stetigen Zeitreihendaten ermöglichen, erheblich vereinfacht wurde. In theoretischer Hinsicht kann die Anwendung des Mikrostrukturansatzes auf die Wechselkursentwicklung im Allgemeinen und die Analyse von Devisenmarktintervention im Speziellen als maßgebliche Innovation angesehen werden. Auf Grundlage einer mikrostrukturell motivierten theoretischen Modellierung sind in diesem Zeitraum eine beträchtliche Anzahl von wissenschaftlichen Arbeiten entstanden, die sowohl theoretisch als auch empirisch die Frage der Effizienz von Devisenmarktintervention aufgreifen.

Die Zielsetzung dieser Arbeit besteht darin, die Bedeutung einer mikrostrukturell motivierten Analyse der Wirkung von Devisenmarktintervention unter Berücksichtigung relevanter Ansätze und Studien gerade im Vergleich zu den traditionellen Ansätzen herauszustellen und die Frage der Effektivität der wirtschaftspolitischen Maßnahme Devisenmarktintervention auf dieser Basis erneut zu diskutieren. In diesem Zusammenhang liegt das Hauptaugenmerk auf der Untersuchung der Effektivität im Hinblick auf die Beeinflussung des Wechselkurses, wobei sowohl traditionelle Wirkungskanäle in einem mikrostrukturellen Modellrahmen analysiert als auch mit dem Koordinationskanal ein auf Basis des Mikrostrukturansatzes neu entwickelter Transmissionskanal von Devisenmarktinterventionen im Devisenhandel vorgestellt und bewertet werden. Darüber hinaus wird in dieser Arbeit versucht, die Bedeutung des Sterilisationsgrades im Hinblick auf die Effektivität von Devisenmarktintervention in einem mikrostrukturellen Modellrahmen aufzuzeigen. Dieser – in der Literatur bislang nahezu unbeachtete – Aspekt, soll u.a. im Kontext der Interventionsmaßnahmen Japans und der Schweiz diskutiert werden, da in beiden Fällen Zweifel am ökonomischen Anreiz zu einer vollständigen Sterilisation der betreffenden Interventionen auszumachen sind.

Zu diesem Zweck wird im folgenden zweiten Kapitel zunächst eine allgemeine Abgrenzung der zentralen Begriffe sowie der weiteren Herangehensweise in dieser Arbeit vorgenommen. Neben der Unterscheidung zwischen makro- und mikrostruktureller Modellierung wird in diesem Zusammenhang auch eine Definition des Begriffs der Effektivität von Devisenmarktintervention vorgenommen, die als Referenzmaßstab für die weiteren Überlegungen in dieser Arbeit herangezogen wird. Im anschließenden dritten Kapitel werden die traditionellen Wirkungskanäle von Devi-

senmarktintervention auf Basis makroökonomischer Modellansätze vorgestellt und diskutiert. Dabei werden die konzeptionellen Probleme der Wirkungskanäle selbst sowie der makroökonomischen Modellierung des Devisenmarktes im Allgemeinen, gerade auch im Hinblick auf dessen schwache empirische Evidenz zur Erklärung der Wechselkursentwicklung, aufgezeigt. Als Leitmotiv für die zuvor charakterisierten zentralen Fragestellungen in dieser Arbeit werden daran anknüpfend drei (Arbeits-)Hypothesen aufgestellt. Die theoretische Grundlage für deren Überprüfung bilden die im vierten Kapitel ausführlich dargestellten Mikrostrukturmodelle zur Wechselkurserklärun. Als verbindendes Element dieser konzeptionell an die Gegebenheiten der Handelspraxis am Devisenmarkt angepaßten theoretischen Modellansätze fungiert in diesem Zusammenhang der Auftragsfluß des Devisenhandels. Der Auftragsfluß stellt dabei nicht nur die zentrale Variable im Rahmen der theoretischen Ableitung aller Mikrostrukturmodelle dar, sondern bildet gleichzeitig auch den Ausgangspunkt für die empirische Überprüfung im Hinblick auf deren Prognose- und Erklärungsgehalt der tatsächlich beobachteten Wechselkursentwicklung. Hierauf aufbauend erfolgt schließlich im fünften Kapitel die im Rahmen dieser Arbeit im Vordergrund stehende Analyse der Effektivität von Devisenmarktintervention. Den zum Abschluß des dritten Kapitels formulierten (Arbeits-)Hypothesen folgend, werden dabei zunächst der Signalling-Kanal und der Portfolio-Balance-Kanal als Wirkungsanäle sterilisierter Devisenmarktintervention theoretisch analysiert und empirisch überprüft. In diesem Zusammenhang gelingt auf Grundlage einer Eventstudie zumindest eine indirekte Bestätigung der Wirksamkeit des Signalling-Kanals für die Interventionen der Bundesbank in den 1980er und frühen 1990er Jahren im DM/US-Dollar-Markt. Im Gegensatz dazu, zeigt die anschließende Diskussion des Koordinationskanals, daß die Einbeziehung bestimmter Aspekte aus der „Behavioural Finance“ Literatur in den Mikrostrukturansatz, zu einer entscheidenden Verbesserung der theoretischen Modellierung der Preisdynamik am Devisenmarkt führt. Aufbauend auf diese Modellierung läßt sich ein speziell im Rahmen des Mikrostrukturansatzes abgeleiteter Wirkungskanal von Devisenmarktintervention nicht nur theoretisch ableiten, sondern auch empirisch für eine Reihe von Notenbanken in verschiedenen Währungsmärkten nachweisen. Aus der anschließenden Betrachtung der wenigen verfügbaren empirischen Studien zum tatsächlichen Sterilisationsgrad von Devisenmarktintervention lassen sich dann zwei wichtige Erkenntnisse in Bezug auf die Effektivität feststellen. Zum einen kann eine mögliche Relevanz hinsichtlich des Grades der kurzfristigen Sterilisation für die Wirksamkeit des Koordinationskanals aufgedeckt werden. Zum anderen wird aber auch die Problematik einer auf die Wirkung am Devisenmarkt beschränkten Analyse der Effektivität von Devisenmarktintervention im Rahmen eines Mikrostrukturmodells offenbar, wenn die betreffenden Interventionen absichtlich auch in der langen Frist nicht sterilisiert werden. Die Zusammenfassung der wichtigsten Erkenntnisse in dieser Arbeit sowie ein kurzer Ausblick auf weitergehende Forschungsfragen erfolgt dann im abschließenden sechsten Kapitel.

## Kapitel 2

# Gang der Untersuchung und methodologische Abgrenzung

Bei der ökonomischen Analyse von Devisenmarktinterventionen kann grundsätzlich danach unterschieden werden, ob diese Interventionsmaßnahmen obligatorische Interventionen zur Aufrechterhaltung einer vertraglich vereinbarten Wechselkursparität zwischen zwei (oder mehreren) Währungen darstellen oder in einem System prinzipiell frei-floatender Wechselkurse stattfinden. Für Erstere besteht dabei sowohl im Hinblick auf die unterliegende Motivation als auch in Bezug auf die Kriterien zur Bewertung der Effektivität aus ökonomischer Sicht keine Kontroverse, da der Zeitpunkt und Anlaß einer Interventionsmaßnahme in einem Festkursregime durch die vertraglichen Rahmenbedingungen unmißverständlich vorgegeben sind. Demzufolge kann auch die Effektivität einer derartigen Maßnahme sinnvollerweise nur daran festgemacht werden, ob die Stabilität des Festkurssystems aufrechterhalten werden kann oder nicht.<sup>1</sup> Interventionen im Festkursystem sollen daher im Rahmen dieser Arbeit ausgeklammert und ausschließlich die potentiellen Wirkungen von (freiwilligen) Devisenmarktinterventionen in einem System flexibler Wechselkurse analysiert werden.

Die ökonomische Bewertung von Devisenmarktinterventionen in Systemen flexibler Wechselkurse gestaltet sich demgegenüber deutlich komplizierter, da für eine zielgerichtete Analyse gerade im Hinblick auf die Effektivität die zugrundeliegende Motivation einer Zentralbank geklärt werden muß. Wohlfahrtstheoretisch betrachtet stellt eine Devisenmarktintervention in einem System flexibler Wechselkurse einen direkten wirtschaftspolitischen Markteingriff dar, der potentiell zu Verzerrungen und damit zu negativen Wohlfahrtseffekten auf dem Devisenmarkt selbst sowie in der Gesamtwirtschaft (sowohl national wie weltweit) führen kann. Insofern sollte eine Interventionsmaßnahme aus ökonomischer Sicht nur dann als gerechtfertigt angesehen werden, wenn hierdurch ein positiver Gesamtwohlfahrtseffekt – zumindest bezogen auf die Volkswirtschaft des intervenierenden Landes – intendiert und auch erzielt wird. Im Gegensatz zu Interventionsmaßnahmen im Fixkursystem ist dabei per se jedoch nicht klar, auf welcher Ebene die regulieren-

<sup>1</sup> Um dieses Ziel zu erreichen verspricht überdies nur eine nicht sterilisierte Devisenmarktintervention eine dauerhafte Anpassung des Wechselkurses an die vorgegebene Parität, so daß auch die Art der Intervention durch die ökonomischen Rahmenbedingungen automatisch vorgegeben wird.

de Maßnahme der Intervention ökonomische Wirkung entfalten soll, nämlich am Devisenmarkt selbst oder über makroökonomische Anpassungskanäle auf andere gesamtwirtschaftlich relevante Variablen wie Zinssätze, Inflation, Arbeitslosigkeit oder Wirtschaftswachstum. Allerdings werden die durch eine Interventionsmaßnahme tatsächlich verfolgten ökonomischen Ziele einer Notenbank in der Regel jedoch nicht öffentlich (glaubwürdig) kommuniziert, so daß eine wesentliche Grundvoraussetzung für die wissenschaftliche Beurteilung der Effektivität dieser wirtschaftspolitischen Maßnahme nicht erfüllt ist.

Eine Möglichkeit, diesem Problem zu begegnen, stellt die Ableitung von makroökonomischen Reaktionsfunktionen im Zusammenhang mit Devisenmarktinterventionen in einer offenen Volkswirtschaft mit prinzipiell flexibler Wechselkursbildung dar. In diesem Kontext lassen sich eine Reihe von Arbeiten anführen, die theoretisch und empirisch das Verhalten von Zentralbanken in Bezug auf die Nutzung von Devisenmarktinterventionen anhand einer konkreten Reaktionsfunktion aufzeigen. Die Studie von Neumann (1984), die die Interventionspolitik der Bundesbank zwischen 1974 und 1981 analysiert, greift dabei die Frage auf, ob Devisenmarktinterventionen als Instrument zur Erreichung der Preisniveau- und/oder der (langfristigen) Wechselkursstabilität herangezogen werden. Sie berücksichtigt also die Verfolgung zweier wirtschaftspolitischer Ziele der Notenbank, nämlich eines Inflationsziels und eines Wechselkursziels bei der Nutzung von Devisenmarktinterventionen im DM/US-Dollar-Markt. Neumann (1984) überprüft eine Reaktionsfunktion, die u.a. die Interventionstätigkeit in Abhängigkeit von der Abweichung der Geldbasis von ihrem Zielwert untersucht.<sup>2</sup> Ein signifikanter Einfluß der Geldbasis auf die Interventionstätigkeit wird jedoch durch die Daten nicht belegt. D.h., zumindest für den betrachteten Zeitraum hat die Bundesbank Interventionen im DM/US-Dollar-Markt nicht als Instrument ihrer Geldpolitik benutzt. Aktuellere Studien dagegen verzichten gänzlich auf die Berücksichtigung der geldpolitischen Komponente bei der Ableitung der Reaktionsfunktionen in Bezug auf Devisenmarktinterventionen einer Zentralbank. Stattdessen beschränken sie sich auf die auch schon bei Neumann (1984) zu findende Unterscheidung zwischen einer kurz- und einer mittel- bis langfristigen Motivation für die Wechselkursbeeinflussung durch Devisenmarktinterventionen. Erstere wird ökonomisch durch die Verhinderung von kurzfristigen Wechselkurschwankungen, z.B. durch spekulative Finanztransaktionen, begründet und empirisch an der Volatilität der Wechselkursentwicklung festgemacht, während Letztere an der Stabilisierung des langfristigen Wechselkurses in Richtung der Kaufkraftparität (KKP) orientiert ist. Theoretisch impliziert dies, daß die über die Interventionstätigkeit zu minimierende Verlustfunktion  $L$  lediglich vom Wechselkurs abhängt wie z.B. in Almekinders und Eijffinger (1996):

$$L \equiv \theta \cdot (e_t - e_t^*)^2 \quad (2.1)$$

---

<sup>2</sup> Die geldpolitische Strategie der Bundesbank orientierte sich an der Geldmengensteuerung, für die die Geldbasis ein wesentlicher Indikator ist. Zu der Bedeutung der Zielvorgaben für die Geldbasis und zur Praxis der Geldmengensteuerung sei u.a. auf Siebke und Thieme (1995) verwiesen.

In Gleichung (2.1) stellt  $\theta > 0$  einen konstanten Parameter dar, während  $e_t$  dem tatsächlichen Wechselkurs sowie  $e_t^*$  dem Wechselkursziel der Zentralbank entspricht. Dabei kann das Wechselkursziel in der kurzen Frist mit dem Wechselkurs der Vorperiode und in der langen Frist mit dem kaufkraftparitätischen Wechselkurs gleichgesetzt werden. Die empirische Untersuchung in Almekinders und Eijffinger (1996) bezieht sich auf die Interventionstätigkeit der Bundesbank sowie des Zentralbanksystems der USA (Fed) zwischen Februar 1987 und Ende Oktober 1989 im DM/US-Dollar- und US-Dollar/Yen-Markt. Ein ähnliches Vorgehen findet sich auch in Frenkel et al. (2005), wo allerdings die Motivation der Interventionstätigkeit Japans von 1991 bis 2001 im Vordergrund steht.<sup>3</sup> Die Tatsache, daß in beiden Studien ein Zusammenhang zwischen der Interventionstätigkeit und der Wechselkursstabilisierung in Bezug auf die Volatilität und die langfristige Kursstabilisierung gefunden werden kann, ist aber keineswegs ein Beleg dafür, daß die Durchführung der Interventionen nur aus diesem Motiv heraus erfolgte, sondern vielmehr ein Resultat der theoretischen Eingrenzung auf den Devisenmarkt gemäß Gleichung (2.1). Insofern stellen die neueren Studien zur Ableitung einer Reaktionsfunktion von Devisenmarktinterventionen trotz der Verwendung verbesserter ökonometrischer Verfahren in konzeptioneller Hinsicht sogar einen Rückschritt gegenüber Neumann (1984) dar.<sup>4</sup>

Eine eindeutige Antwort auf die Frage, aus welchem Motiv heraus Devisenmarktinterventionen von bestimmten Zentralbanken in bestimmten Situationen oder sogar generell durchgeführt werden, läßt sich jedoch aus diesen Studien nicht ableiten. Selbst wenn dies der Fall wäre, bestünde immer noch das Problem, den gesamtwirtschaftlichen Effekt einer Interventionsmaßnahme wohlfahrtstheoretisch zu bemessen bzw. überhaupt der Devisenmarktintervention kausal zuzuordnen. Um dies zu verdeutlichen, sei als Beispiel von der Verfolgung eines öffentlich glaubhaft kommunizierten Wechselkursziels als Motivation einer Notenbank für die Durchführung einer Interventionsmaßnahme ausgegangen. Wird Effektivität in diesem Zusammenhang als Anpassung der Wechselkursentwicklung in Richtung des Wechselkursziels definiert, besteht in der Praxis das Problem, diese Anpassung sowohl theoretisch als auch empirisch von allen anderen möglichen Einflußfaktoren abzugrenzen. Eine weitergehende ökonomische Untersuchung dahingehend, ob durch die Erreichung des Wechselkursziels eine positive (Gesamt-)Wohlfahrtswirkung zu erwarten bzw. tatsächlich zu beobachten ist, erscheint in diesem Zusammenhang nahezu aussichtslos. Auch hier stellt sich die Frage der im Hintergrund stehenden Motivation des verfolgten Wechselkursziels. Denn dieses kann sowohl ausschließlich auf den Devisenmarkt, z.B. zur Beseitigung einer fundamentalen Fehlbewertung des Wech-

<sup>3</sup> Im Gegensatz z.B. zur Bundesbank oder zur Fed, werden Devisenmarktinterventionen nicht von der japanischen Notenbank sondern von einer Abteilung des Finanzministeriums (MoF) autorisiert.

<sup>4</sup> Bei Neumann (1984) wird zur Schätzung der Interventionsvariablen ein nicht lineares Verfahren genutzt. Diese Nicht-Linearität ermöglicht dabei die Berücksichtigung der Tatsache, daß Interventionen nur sporadisch durchgeführt werden und somit eine nicht-stetige Datenzeitreihe generieren. Bei Almekinders und Eijffinger (1996) und Frenkel et al. (2005) werden dagegen u.a. GARCH-Effekte berücksichtigt und eine Maximum-Likelihood-Schätzung anstelle der quasilinearen Variante bei Neumann (1984) verwendet.

selkurses, oder aber als Zwischenziel im Rahmen einer makroökonomischen Gesamtstrategie zur Verfolgung von geld- und/oder konjunkturpolitischen Hauptzielen gerichtet sein.<sup>5</sup>

Eine Möglichkeit, der beschriebenen Problematik bei der Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen in Systemen flexibler Wechselkurse entgegenzutreten, besteht darin, die Art der Intervention zu berücksichtigen. Grundsätzlich lassen sich Devisenmarktinterventionen in sterilisierte und nicht sterilisierte Interventionsmaßnahmen einteilen, je nachdem, ob ihre Geldmengeneffekte neutralisiert werden oder nicht. Letztere stellen dabei im Hinblick auf die Bewertung ihrer Effektivität ein deutlich größeres Problem dar, da sie potentiell auf mehreren Ebenen Wirkungen entfalten und somit aus verschiedensten Motiven heraus durchgeführt werden können. Theoretisch lassen sich nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen z.B. als komplementäres Instrument der Geldpolitik zu Zins- und Mindestreservenpolitik sowie zu Offenmarktgeschäften nutzen.<sup>6</sup> Darüber hinaus bieten sie sich unter besonderen ökonomischen Rahmenbedingungen als diskretionäre wirtschaftspolitische Maßnahme und damit als zusätzliches Instrument in einer wirtschaftspolitischen Gesamtstrategie an. Als Beispiel hierfür kann u.a. die Situation in Japan seit Anfang 2000 angeführt werden, die alle Anzeichen einer permanenten Stagflation aufweist (Hoshi und Kashyap, 2004). Hier besteht ein natürlicher Anreiz von Seiten der wirtschaftspolitischen Entscheider, nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen in erster Linie als letztes wirksames Instrument zur Bekämpfung dieser Situation zu nutzen, denn diese können theoretisch sowohl die internationale Wettbewerbsfähigkeit Japans durch eine Abwertung der Währung erhöhen als auch deflationäre Entwicklungen bekämpfen.<sup>7</sup> Nicht zuletzt auch die im Zuge der europäischen Staatsschuldenkrise von der SNB im Herbst 2011 angekündigte und seit April 2012 in die Tat umgesetzte Interventionsbereitschaft zur Verteidigung einer Wechselkursuntergrenze von 1,20 CHF/Euro lässt in Verbindung mit der parallel zu beobachtenden Tendenz einer (stark) expansiven Geldpolitik den Schluß zu, daß hier nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen als (letztes) Instrument einer konjunkturpolitischen Stabilisierung genutzt werden und somit die Formulierung eines Wechselkursziels bzw. dessen Verteidigung durch (unbeschränkte) Devisenmarktinterventionen lediglich als Zwischenziel im Rahmen einer allgemeinen geld-

---

<sup>5</sup> Ein Beispiel wäre in diesem Zusammenhang die Verfolgung eines Wechselkursziels, um die internationale Wettbewerbsfähigkeit der eigenen Exporte zu erhöhen, so daß die Effektivität der Devisenmarktintervention primär an den damit verbundenen Gesamtoutput- und Beschäftigungszielen gemessen werden sollte.

<sup>6</sup> So bedient sich z.B. China zur Durchführung seiner geld- und währungspolitischen Ziele hauptsächlich Devisenmarktinterventionen. Einschränkend muß jedoch darauf hingewiesen werden, daß China weder ein politisch wie ökonomisch freiheitlich, marktwirtschaftlich organisiertes Land ist und daher erhebliche strukturelle Abweichungen zu westlichen Industrienationen aufweist noch daß es sich beim Renminbi um eine frei-floatende Währung handelt.

<sup>7</sup> Vor dem Hintergrund der Tatsache, daß das geldpolitische Instrument der Zinssteuerung in Japan seit Beginn der 2000er Jahre bei einem nominalen Zinssatz von nahe Null ausgeschöpft ist, erscheint die Nutzung dieses Kanals umso plausibler. Diese Überlegungen werden im fünften Kapitel noch weiter diskutiert.

und wirtschaftspolitischen Gesamtstrategie anzusehen ist.<sup>8</sup> In Anbetracht der Komplexität der Wirkungen, die mit einer nicht sterilisierten Devisenmarktintervention verbunden sein können, erscheint eine ökonomische Beurteilung ihrer Effektivität über die Betrachtung des Devisenmarktes hinaus wenig erfolgversprechend zu sein.

Demgegenüber lassen sich (vollkommen) sterilisierte Devisenmarktinterventionen sowohl in Bezug auf die zugrunde liegende Motivation als auch im Hinblick auf ihre potentielle Zielerreichung sehr viel einfacher charakterisieren. Da die geldpolitischen Effekte einer Devisenmarktintervention durch die Sterilisationsoperation neutralisiert werden, können die damit verbundenen Wirkungen bei einer Beurteilung der Effektivität ausgeklammert werden. Des Weiteren läßt die Art der Intervention zumindest potentiell den Schluß zu, daß die Notenbank dieses Instrument nicht im Rahmen ihrer primären wirtschaftspolitischen Zielsetzungen (also je nach Notenbankverfassung reine Preisniveaustabilisierung oder ggf. auch konjunkturelle Stimulierung) einsetzt, sondern lediglich als Mittel zur Beeinflussung des Wechselkurses. Für die Gültigkeit der These, daß sterilisierte Devisenmarktinterventionen als unabhängiges wirtschaftspolitisches Instrument der Devisenmarktsteuerung angesehen werden können, spricht dabei, daß eine Beeinflussung anderer ökonomischer Zielvariablen als der Wechselkursentwicklung durch eine nicht sterilisierte Devisenmarktoperation einfacher und – im Hinblick auf die zusätzlich anfallenden Transaktionskosten einer Sterilisationsoperation – auch günstiger hätte erreicht werden können.<sup>9</sup> Insofern kann die Effektivität einer sterilisierten Devisenmarktintervention bei flexiblen Wechselkursen ausschließlich an ihrer Wirkung am Devisenmarkt festgemacht werden.<sup>10</sup> Aus ökonomischer Sicht lassen sich dabei in der Hauptsache zwei Argumente anführen, die einen Eingriff in den Devisenmarkt bei grundsätzlich freier Kursbildung rechtfertigen, nämlich zum einen die Korrektur von vermeintlich zu starken, kurzfristigen Schwankungen am Devisenmarkt, also der sog. (Überschuß-)Volatilität und zum anderen die Korrektur einer fundamentalen Fehlbewertung des Wechselkurses. Ersteres wird in der Literatur oft damit begründet, daß eine hohe Schwankungsbreite zur Unsicherheit der Wirtschaftssubjekte sowohl in Bezug auf den internationalen Güter- als auch insbesondere auf den internationalen Handel an Finanzmärkten beiträgt. Tatsächlich ist diese Argumentation jedoch nur schwer haltbar, da zum einen die Definition einer „angemesse-

<sup>8</sup> Das allein bis zum zweiten Quartal 2012 akkumulierte Gesamtvolumen an in Euro gehaltenen Währungsreserven beträgt ca. 220 Mrd. CHF und hat sich innerhalb eines halben Jahres um mehr als 80 Mrd. Franken erhöht, so daß eine Sterilisation dieser Interventionen schon von technischer Seite her nahezu ausgeschlossen werden kann (SNB, 2012a).

<sup>9</sup> Bspw. wirkt eine nicht sterilisierte Intervention zugunsten der ausländischen Währung nicht nur im Hinblick auf eine mögliche Abwertung der heimischen Währung, sondern auch über ihren expansiven geldpolitischen Effekt. Daher kann sie potentiell eine Stimulation der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage sowohl über ihre Wechselkurseffekte, als auch zusätzlich über einen monetären Transmissionsprozeß entfalten.

<sup>10</sup> Allerdings könnte auch die Verfolgung eines Wechselkursziels über sterilisierte Devisenmarktinterventionen in erster Linie aus konjunkturellen Überlegungen heraus entstanden sein. In diesem Zusammenhang erfordert eine ökonomisch zielgerichtete Effektivitätsanalyse zusätzlich die Überprüfung des Zusammenhangs zwischen Wechselkursbeeinflussung und konjunkturellem Gesamteffekt.

nen“ Schwankungsbreite höchst subjektiv ist und zum anderen über die Entwicklung von global zugänglichen Terminmärkten eine Möglichkeit besteht, sich gegen die Risiken dieser Wechselkursschwankungen privat abzusichern. Darüber hinaus kann die Tatsache, daß Interventionsmaßnahmen, wenn überhaupt, die Volatilität am Devisenmarkt tendenziell eher erhöhen als reduzieren, als eines der wenigen einheitlichen Ergebnisse der wissenschaftlichen Untersuchungen zum Thema Devisenmarktinterventionen in den vergangenen 40 Jahren angesehen werden. Demzufolge wird im Rahmen dieser Arbeit eine intendierte Beeinflussung der kurzfristigen Volatilität über Devisenmarktinterventionen ausgeschlossen bzw. eine derartige Maßnahme als grundsätzlich nicht effektiv betrachtet. Damit kann eine ökonomische Rechtfertigung für den Einsatz von Devisenmarktinterventionen zur Wechselkurssteuerung nur auf Grundlage des zweiten Arguments, also einer (erheblichen) fundamentalen Fehlbewertung des Wechselkurses entgegenzutreten, erfolgen. Theoretisch lässt sich dies u.a. damit begründen, daß eine von den Marktkräften nicht zu korrigierende Fehlbewertung zu signifikanten Wohlfahrtsverlusten in Form von Fehlallokationen auf den Güter- und/oder Finanzmärkten führt, was durch empirische Untersuchungen bezüglich der Abhängigkeit zwischen Außenhandelsvolumen und Wechselkursentwicklung belegt wird (De Grauwe, 1988). In einem derartigen Szenario erscheint es somit durchaus ökonomisch plausibel, durch eine sterilisierte Devisenmarktintervention eine potentiell wohlfahrtsmindernde Situation am Devisenmarkt zu berichtigen, ohne gleichzeitig durch diese wirtschaftspolitische Maßnahme übergeordnete wirtschaftspolitische Ziele wie die Inflationsbekämpfung zu gefährden. Insofern kann eine sterilisierte Devisenmarktintervention unter den beschriebenen Rahmenbedingungen ein optimales wirtschaftspolitisches Instrument zur Wechselkurssteuerung darstellen und in diesem Zusammenhang als effektiv bezeichnet werden.

Diese besondere Definition von Effektivität im Zusammenhang mit Devisenmarktinterventionen hat sich in der Praxis der wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit diesem Thema als zentraler Ausgangspunkt der Forschungsbemühungen etabliert. Tatsächlich liegt das Hauptaugenmerk der ökonomischen Forschung zum Thema Devisenmarktinterventionen in der Ableitung und empirischen Überprüfung von Wirkungskanälen von sterilisierten Devisenmarktinterventionen. Ein Wirkungskanal stellt allgemein einen theoretisch abgeleiteten Transmissionsprozeß dar, an dessen Anfang die wirtschaftspolitische Maßnahme (in diesem Fall die Devisenmarktintervention) und am Ende der Effekt auf die Zielgröße (also hier den Wechselkurs) steht. Da diese Transmissionsprozesse nicht direkt beobachtet werden können, setzt eine empirische Überprüfung dieser Kanäle zumeist an den beiden Endpunkten, also der Intervention und der Wechselkursbeeinflussung an, während die Stufen der Transmission lediglich theoretisch formuliert werden. Deshalb kann die Ableitung bzw. empirische Bestätigung eines solchen Wirkungskanals dann als Nachweis für die grundsätzliche Effektivität von sterilisierten Devisenmarktinterventionen angesehen werden. Gestützt wird dieses Vorgehen, wie etwa in den Standardwerken von Dominguez und Frankel (1993b) sowie Sarno und Taylor (2001) ersichtlich, aus der Überzeugung, daß der überwältigende Teil der in der Praxis durchgeführten Interventionsmaßnahmen vollständig sterilisiert wird. Als Belege

hierfür werden zum einen die Aussagen der Zentralbanken selbst angeführt, daß Devisenmarktinterventionen grundsätzlich (zumindest mittelfristig) vollständig sterilisiert werden (Neely, 2000b). Zum anderen wird bisweilen auf die Ergebnisse ökonometrischer Studien zum Sterilisationsgrad von Interventionsmaßnahmen der wichtigsten Notenbanken wie z.B. von Obstfeld (1983) verwiesen, die die Aussagen der Zentralbanken hinsichtlich ihrer Tendenz zur (vollkommenen) Sterilisation bestätigen.<sup>11</sup> Doch selbst wenn man die Prämisse der vollständigen Sterilisation aller Devisenmarktinterventionen akzeptiert, was nicht zuletzt vor dem Hintergrund der oben erwähnten Interventionsmaßnahmen in Japan und der Schweiz äußerst fraglich erscheint, rechtfertigt dies nicht automatisch die implizite Verengung des Effektivitätsbegriffs auf die Beeinflussung der Wechselkursentwicklung in Richtung des Fundamentalwechselkurses. Denn zum einen besteht nach wie vor auch bei sterilisierten Interventionen die Möglichkeit, daß eine Notenbank ein Wechselkursziel abweichend von der Fundamentalbewertung, die üblicherweise an der kaufkraftparitätischen Bewertung orientiert ist, verfolgt.<sup>12</sup> Zum anderen verlangt eine ökonomisch haltbare Beurteilung eines Markteingriffs in einen grundsätzlich freien Markt eine Kosten-Nutzen Gegenüberstellung in Bezug auf die wirtschaftspolitische Maßnahme. D.h., auch wenn eine Devisenmarktintervention mit dem Ziel der Beseitigung einer fundamentalen Fehlbewertung am Devisenmarkt erfolgreich durchgeführt wird, kann diese nur dann als effektive wirtschaftspolitische Maßnahme angesehen werden, wenn die direkten und indirekten Kosten dieser Maßnahme geringer ausfallen, als der potentielle Wohlfahrtsgewinn durch die Zielerreichung. Eine konkrete Untersuchung dieses Kosten-Nutzen-Verhältnisses einer derartigen Devisenmarktintervention scheitert jedoch in der Praxis an einer Quantifizierung der Wohlfahrtseffekte aus der Beseitigung einer Fehlbewertung am Devisenmarkt.

Trotz dieser ökonomisch plausiblen Vorbehalte hat sich die geltende Konvention in der ökonomischen Forschung durchgesetzt, die Effektivität von Devisenmarktinterventionen ausschließlich an ihrer direkten Wirkung am Devisenmarkt zu messen. Obwohl eine derartige „Minimaldefinition“ von Effektivität somit als problematisch angesehen werden kann, muß eine wissenschaftliche Auseinandersetzung mit diesem Themenkomplex dieser Entwicklung zumindest hinsichtlich der Einordnung bestehender Forschungsansätze Rechnung tragen. In dieser Arbeit wird demzufolge folgende Definition für die Effektivität von Devisenmarktinterventionen als Referenzmaßstab für die Analyse der zentralen Fragestellung getroffen:<sup>13</sup>

---

<sup>11</sup> Gerade die empirischen Studien zum Thema Sterilisation sind jedoch sowohl konzeptionell wie datentechnisch überholt. Auf diese Problematik wird im fünften Kapitel noch näher eingegangen.

<sup>12</sup> Ein Beispiel hierfür wäre eine dauerhafte Unterbewertung der Währung anzustreben, um die internationale Wettbewerbsfähigkeit der eigenen Wirtschaft künstlich zu erhöhen.

<sup>13</sup> Im Folgenden werden dabei der gängigen Konvention in der Volkswirtschaftslehre folgend und abweichend von der Praxis im betriebswirtschaftlichen Kontext die Begriffe Effektivität und Effizienz, bzw. effektiv und effizient synonym gemäß dieser Definition verwendet.

**Definition:** Eine Devisenmarktintervention stellt eine effektive wirtschaftspolitische Maßnahme dar, wenn durch sie eine persistente Beeinflussung der Preisdynamik am Devisenmarkt in Richtung des angestrebten Wechselkursziels erreicht werden kann.

Die Formulierung dieser Effizienz-Definition stellt demnach in Anlehnung an die zu konstatiereende Konvention in der ökonomischen Forschung bei der Beurteilung der Effektivität von Devisenmarktinterventionen ausschließlich auf ihre Wirkungen am Devisenmarkt ab. Dennoch ist obige Definition insofern weiter gefaßt, als hier keine normative Bewertung bezüglich des mit der Intervention verbundenen Politikziels erfolgt. Das bedeutet, daß auch eine Intervention, die eine Wechselkursanpassung in die entgegengesetzte Richtung des Fundamentalwechselkurses auslöst, im Sinne dieser Definition als effektiv bezeichnet werden kann, wenn dies der Intention der Zentralbank entspricht.<sup>14</sup> Dies verlangt somit bei einer entsprechenden Analyse die zusätzliche Berücksichtigung des ökonomischen Kontextes der betreffenden Interventionsmaßnahme, um die Frage der Effektivität dieser Intervention eindeutig zu beantworten. So kann z.B. im Rahmen der gemeinsamen Interventionsmaßnahmen der G5-Länder in Folge des Plaza-Abkommens 1985 die Zielsetzung eindeutig mit der Bekämpfung der fundamentalen Überbewertung des US-Dollars (gemessen an der KKP) angegeben werden, so daß eine effektive Intervention hier als eine Anpassung der Wechselkursentwicklung in Richtung des Fundamentalwechselkurses anzusehen ist. Im Gegensatz dazu bedarf die Analyse der Interventionsmaßnahmen Japans in den 2000er Jahren einer genaueren Prüfung der auf den Wechselkurs bezogenen Zielvorstellungen der wirtschaftspolitischen Entscheider, um eine Aussage bezüglich der Effektivität dieser Maßnahmen zu tätigen, selbst wenn eine signifikante Beeinflussung des Wechselkurses durch die Interventionen nachgewiesen werden kann. Insofern kann gemäß dieser Definition die theoretische Ableitung und empirische Bestätigung eines Wirkungskanals von Devisenmarktinterventionen nicht automatisch als Nachweis der Effektivität dieses Markteingriffs angesehen werden, sondern vielmehr als notwendige Voraussetzung für den Nachweis der Effektivität. Dies stellt den entscheidenden konzeptionellen Unterschied dieser Effektivitätsdefinition im Vergleich zu dem in der Literatur verbreiteten Ansatz dar. Darüber hinaus stellt diese Definition keinesfalls ausschließlich auf sterilisierte Devisenmarktinterventionen ab, sondern kann potentiell auch auf nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen angewendet werden. Allerdings ergibt sich hierbei das Problem, daß die mit der Definition verbundene Einschränkung des Effektivitätsbegriffs auf die Wechselkurswirkung alleine möglicherweise zu kurz greift, da auch (makroökonomische) Effekte der Intervention außerhalb des Devisenmarktes zu erwarten sind. Insofern kann eine nicht sterilisierte Interventionsmaßnahme theoretisch auch dann ökonomisch effektiv sein, wenn sie keine Wirkung auf den Wechselkurs ausübt, also im Sinne der obigen Definition als ineffektiv beurteilt wird. Dagegen schließt die Definition explizit aus, daß Devisenmarktinterventionen

---

<sup>14</sup> Als Beispiel sei hier erneut der Versuch der Zentralbank genannt, eine bewußte Unterbewertung der Währung im Stile des sog. „managed-floating“ durchzusetzen.

mit dem Ziel der Volatilitätsbekämpfung effektiv sein können, da sie sowohl eine persistente als auch eine zielgerichtete Beeinflussung des Wechselkurses verlangt. Die Zielsetzung von Interventionsmaßnahmen zur Bekämpfung von Wechselkurschwankungen ist nämlich zum einen offenkundig kurzfristig ausgerichtet und somit nicht als persistent im Sinne der Definition anzusehen. Zum anderen wird bei einer Volatilitätsbekämpfung kein konkretes Wechselkursziel formuliert, sondern lediglich eine Abschwächung der Tрендentwicklung angestrebt. Insofern erfolgt bspw. eine Intervention zugunsten der ausländischen Währung vor diesem Hintergrund mit der Prämisse, das Ausmaß einer evtl. beobachteten Abwertung dieser Währung abzuschwächen, aber nicht zwangsläufig diesen Trend auch umzukehren. Die Definition der Effektivität in dieser Arbeit impliziert aber, daß eine Interventionsmaßnahme nur dann als zielerreichend angesehen werden kann, wenn sich auch ein meßbarer Effekt auf den Wechselkurs im Sinne einer (dauerhaften) Auf- oder Abwertung einstellt. Daher finden derartige Interventionsmaßnahmen im Rahmen dieser Arbeit keine weitere Beachtung.

Eine wichtige Implikation dieser Effektivitätsdefinition für den Gang der Untersuchung stellt die Tatsache dar, daß der nominale Wechselkurs als Preisvariable des Devisenmarktes eine zentrale Rolle bei der Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen einnimmt. Aus diesem Grund erscheint es angebracht, diese Variable genauer zu charakterisieren und für die Zwecke dieser Arbeit sinnvoll definitorisch abzugrenzen. Da der nominale Wechselkurs aufgrund der besonderen Beschaffenheit des Devisenmarktes als Tauschverhältnis zwischen zwei Währungen definiert ist, ergibt sich das Problem der Einheitenbezeichnung für diese Variable. Im Folgenden wird daher der nominale Wechselkurs immer mit dem Buchstaben *e* bezeichnet, wobei *e* den nominalen Wechselkurs in Preisnotierung aus Inlandssicht angibt. In diesem Zusammenhang wird darüber hinaus die Variable *e* grundsätzlich als Preis auf dem Kassadevisenmarkt verstanden, in Abgrenzung z.B. zu den Terminwechselkursen oder den Wechselkursen für sog. Swap-Geschäfte am Devisenmarkt. Dies impliziert, daß sich der Begriff Devisenmarkt in dieser Arbeit lediglich auf den erstgenannten Teil des in der Praxis sehr differenzierten internationalen Devisenhandels bezieht. Diese Abgrenzung ist nicht zuletzt dem Umstand geschuldet, daß ein Hauptziel dieser Arbeit die Gegenüberstellung von makroökonomisch und mikrostrukturell motivierten Ansätzen zur Analyse von Devisenmarktinterventionen ist. Insofern muß eine Marktabgrenzung des Devisenmarktes gefunden werden, die eine möglichst hohe Integration dieser beiden Ansätze zuläßt. Da der Kassadevisenmarkt am ehesten der makroökonomischen Charakterisierung des Devisenmarktes entspricht, scheint eine derartige Marktabgrenzung am zielorientiertesten zu sein. Ein weiteres Problem, daß sich aus der Gegenüberstellung der Makro- und Mikrostruktur des Devisenmarktes ergibt, besteht darin, eine sinnvolle konzeptionelle Abgrenzung zwischen den jeweiligen Modellansätzen festzulegen. Da eindeutig makroökonomische Variablen wie Inflation, Gesamtoutput oder Ähnliches auch im Rahmen mikrostruktureller Modelle in Form von Fundamentalfaktoren Berücksichtigung finden und gleichzeitig auch eindeutig mikrostrukturelle Aspekte, wie z.B. die Aufteilung von Devisenhändlern in Chartisten und Fundamentalisten in makroökonomischen Ansätzen wie z.B. Frankel und

Froot (1991) implementiert werden, ist theoretisch der Übergang zwischen den beiden Konzepten fließend. Daher ist eine eindeutige Zuordnung eines Ansatzes als Mikrostrukturmodell oder Makromodell nicht nur bei Mischansätzen, wie allen voran bei Bacchetta und van Wincoop (2006), die charakteristische Elemente aus beiden Modelltypen enthalten, erst dann möglich, wenn eindeutige Kriterien für die Klassifikation eines Modellansatzes als Mikrostrukturmodell im Rahmen dieser Arbeit definiert werden. Dabei bietet es sich in diesem Kontext an, ein Mikrostrukturmodell als einen Ansatz zu definieren, bei dem die Wechselkursbildung maßgeblich von der Interaktion der Marktteilnehmer bestimmt wird.

D.h., ein Mikrostrukturmodell ist dadurch eindeutig als solches charakterisiert, daß es als Spiel mit asymmetrischer Informationsverteilung bzw. als sog. Bayesianisches Spiel konzipiert wird. Insofern wird in einem Mikrostrukturmodell des Devisenmarktes der (nominale) Wechselkurs als Bestandteil des Bayesianischen Nash-Gleichgewichts (BNE) oder eines perfekt Bayesianischen Gleichgewichts (PBE) des zugrundeliegenden Spiels abgeleitet. Eine nützliche Implikation dieser Abgrenzungsdefinition zwischen Mikrostrukturansatz und Makromodell besteht darin, daß in einem Mikrostrukturmodell die Erwartungsbildung der Spieler bzw. der Devisenmarktakteure endogenisiert wird, während diese in einem Makromodell per se als exogen angenommen wird. Der Grund hierfür ist, daß die Erwartungsbildung in Form der Beliefstruktur des Spiels integraler Bestandteil eines BNE bzw. auch eines PBE ist. Dieser Umstand stellt, wie sich zeigen wird, einen entscheidenden, konzeptionellen Vorteil der Mikrostrukturansätze bei der Analyse von Devisenmarktinterventionen dar und unterstreicht somit die Sinnhaftigkeit der hier vorgenommenen Abgrenzungsdefinition. Vor dem Hintergrund dieser Charakterisierung des Mikrostrukturansatzes kann demnach das Modell von Frankel und Froot (1991) als ein die Mikrostruktur des Devisenmarktes mit einbeziehendes Makromodell und der Ansatz von Bacchetta und van Wincoop (2006) als Mikrostrukturmodell mit heterogener Beliefstruktur klassifiziert werden. Aufbauend auf diese grundlegenden Überlegungen soll im Folgenden die Effektivität von Devisenmarktinterventionen diskutiert und analysiert werden.

## Kapitel 3

# Effizienz von Devisenmarktinterventionen im makroökonomischen Kontext

### 3.1 Probleme makroökonomischer Wechselkursmodelle

#### 3.1.1 Empirische Validität

Aus den getätigten Vorüberlegungen wird deutlich, daß das entscheidende Kriterium zur Bestimmung der Effektivität einer Devisenmarktintervention gemäß der oben getroffenen Definition ihre Wirkung auf den Wechselkurs darstellt. Daher stellt die Grundvoraussetzung für die Analyse von Interventionsmaßnahmen eine empirisch überprüfbare theoretische Modellierung der Wechselkursentwicklung dar. Grundsätzlich lässt sich diese als Preisbildung am Devisenmarkt charakterisieren. Zur Modellierung dieser Preisbildung werden in der Literatur üblicherweise sog. makroökonomische Wechselkursmodelle herangezogen, die die Preisdynamik am Devisenmarkt hauptsächlich in den Kontext anderer makroökonomischer Variablen und deren Entwicklung stellt. Jedoch offenbaren diese Ansätze sowohl in konzeptioneller als auch in empirischer Hinsicht merkliche Defizite im Hinblick auf eine angemessene und zielgerichtete Darstellung des Devisenmarktgeschehens.

Dies lässt sich u.a. über einen Vergleich der Vorhersagequalität dieser Modelle in Bezug auf die tatsächliche Wechselkursentwicklung mit einfachen heuristischen Ansätzen aufzeigen. Als Benchmark für einen solchen Algorithmus wird hierbei in der Literatur häufig auf einfache autoregressive Beziehungen zurückgegriffen. Neben multivariaten Ansätzen wie einer VAR-Modellierung gehört hierzu auch der einfache Random-Walk. Demnach entwickelt sich der nominale Wechselkurs zum Zeitpunkt  $t$ ,  $e_t$ , als die Summe aus dem nominalen Wechselkurs in der vorangegangenen Periode zuzüglich eines Störterms,  $\varepsilon_t$  *i.i.d.*  $\sim N(0, 1)$ , also  $e_t = e_{t-1} + \varepsilon_t$ .<sup>1</sup> Zu den ersten wissenschaftlichen Arbeiten, welche einen Vergleich zwischen solchen heuristischen Ansätzen und makroökonomischen Wechselkursmodellen in Bezug auf die Vorhersagequalität herstellen, gehören u.a. Meese und Rogoff (1983),

---

<sup>1</sup> Darüber hinaus findet man häufig auch die Erweiterung des Random-Walks um einen konstanten Driftterm,  $d \in \mathbb{R}$ , so daß gilt:  $e_t = d + e_{t-1} + \varepsilon_t$ .

Frankel (1984) sowie Boughton (1987). Zusammenfassend kommen alle Studien zu dem Schluß, daß eine Random-Walk Modellierung sowohl mit als auch ohne Driftparameter in der Regel die besten Out-of-sample-Prognosen für die Wechselkursentwicklung liefert.<sup>2</sup> Im Gegensatz dazu weisen die theoretischen Wechselkursmodelle, unabhängig davon, ob sie zur Klasse der Portfolio- oder der monetären Ansätze gehören, typischerweise die schwächsten Prognoseeigenschaften auf. Diese Ergebnisse zeigen sich zudem als robust gegenüber variierenden Betrachtungszeiträumen, den betrachteten Währungspaaren und hinsichtlich der Verwendung von tatsächlichen Wechselkursen bei der in-sample-Parameterschätzung der theoretisch fundierten Modellansätze. Auch in jüngeren Studien wie z.B. Frankel und Rose (1995) und Cheung et al. (2005) wird trotz weiter gefaßter Kriterien keine signifikant bessere Prognosequalität makroökonomischer Wechselkursmodelle nachgewiesen. Die ernüchternde empirische Validität makroökonomischer Modelle zur Wechselkurserklärung wird auch durch deren geringen statistischen Erklärungsgehalt untermauert. So weisen OLS-Schätzungen auf Basis dieser Ansätze mit dem Wechselkurs als abhängige Variable einen adjustierten  $R^2$  Wert aus, der in den meisten Fällen unter 0,05 und nie über 0,1 liegt. Die Tatsache, daß die Wechselkursentwicklung durch strukturelle Makromodelle in der Regel zu weniger als fünf Prozent erklärt werden kann, hat im Zusammenspiel mit den schlechten Out-of-sample-Prognoseeigenschaften Meese (1990, S.117) zu folgender These verleitet: „The proportion of (monthly or quarterly) exchange rate changes that current models can explain is essentially zero.“

### 3.1.2 Theoretische Konzeption

Eine mögliche Ursache dieses Dilemmas kann in der konzeptionellen Struktur makroökonomischer Wechselkursmodelle gefunden werden. Im Hinblick auf das Verhalten der Wirtschaftssubjekte unterstellen Makromodelle einen ausgesprochen hohen Rationalitätsgrad, der sowohl die Erwartungsbildung als auch die individuelle Entscheidungsfindung maßgeblich determiniert. Exemplarisch kann dies anhand des bekannten monetären Wechselkursmodells von Dornbusch (1976) verdeutlicht werden. Dornbusch modelliert eine kleine offene Volkswirtschaft mit kurzfristig rigiden Güterpreisen unter Annahme perfekter Substituierbarkeit in- und ausländischer Wertpapiere. Der Wechselkurs (in Preisanpassung), der sowohl das Gleichgewicht auf dem Güter- als auch auf dem Geldmarkt zu einem beliebigen Zeitpunkt unter zusätzlicher Berücksichtigung der Gültigkeit der ungedeckten Zinsparität und der KKP gewährleistet, ergibt sich dann wie folgt:

$$e(t) = \bar{e} + (e_0 - \bar{e}) \exp(-vt) \quad (3.1)$$

<sup>2</sup> Dabei werden verschiedene statistische Kriterien wie z.B. der Standardfehler der jeweils prognostizierten Werte herangezogen und eine Rangordnung der verschiedenen Modelle innerhalb dieser Kriterien erstellt. Die beste Out-of-sample-Performance liefert dann das Modell mit dem durchschnittlich besten Gesamtrang über alle betrachteten Kriterien.

Dabei bezeichnet  $e_0$  den Wechselkurs zu Beginn des dynamischen Prozesses,  $\bar{e}$  den langfristigen Wechselkurs und  $v$  dessen tatsächliche Anpassungsgeschwindigkeit. Gleichung (3.1) charakterisiert die Wechselkursentwicklung als einen dynamischen Prozeß, dessen stationärer Zustand  $\bar{e}$  genau dann ein mit den Verhaltensannahmen der sog. „perfect foresight-Erwartungen“ konsistentes langfristiges Gleichgewicht beschreibt, wenn die tatsächliche Wechselkursanpassungsgeschwindigkeit,  $v$ , der von den Wirtschaftssubjekten erwarteten Anpassungsgeschwindigkeit,  $\theta$  entspricht.

$$\theta = v \equiv \pi[(\delta + \sigma\theta)/\delta\lambda + \delta] \quad (3.2)$$

Das diese Bedingung erfüllende  $\tilde{\theta}$  errechnet sich durch:

$$\tilde{\theta}(\pi, \delta, \sigma, \lambda) = \pi(\sigma/\lambda + \delta)/2 + [\pi^2(\sigma/\delta + \lambda)^2/4 + \pi\delta/\lambda]^{0.5} \quad (3.3)$$

Der Parameter  $\pi$  gibt hier die Preiselastizität der Güternachfrage,  $\delta$  die prozentuale Veränderung der Güternachfrage in Abhängigkeit von der Veränderung des realen Wechselkurses,  $\sigma$  die Semi-Zinselastizität der Güternachfrage und  $\lambda$  die Semi-Zinselastizität der Geldnachfrage an. Gemäß Gleichung (3.2) haben somit die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte einen maßgeblichen Einfluß auf die Dynamik der Wechselkursentwicklung, wobei diese nach Gleichung (3.3) ausschließlich von makroökonomischen Determinanten bestimmt werden. Eine Erwartungsbildung nach dem Prinzip der „perfect-foresight“, welche charakteristisch für alle monetären Wechselkursmodelle ist<sup>3</sup>, impliziert somit ein individuelles Verhalten, daß sich ausschließlich an aggregierten, gesamtwirtschaftlichen Variablen orientiert und gleichzeitig die Wechselkursentwicklung entscheidend determiniert. Darüber hinaus impliziert die Annahme der „perfect-foresight“ zum einen „perfect information“, also daß den Wirtschaftssubjekten sämtliche makroökonomisch relevanten Informationen unmittelbar bekannt sind und sie deren Auswirkung auf den Wechselkurs in ihrer Erwartungsbildung perfekt antizipieren. Zum anderen folgt aus der „perfect-foresight-Annahme“, daß diese Antizipation zwischen den Wirtschaftssubjekten „Common-knowledge“ ist.<sup>4</sup> Insbesondere Letzteres stellt ein massives konzeptionelles Problem makroökonomischer Modellansätze im Allgemeinen dar.<sup>5</sup>

<sup>3</sup> Obwohl die Argumentation hier auf das Dornbuschmodell beschränkt ist, gilt dies ohne Einschränkungen auch für monetäre Wechselkursmodelle die flexible Güterpreise unterstellen. Ebenso wird „perfect-foresight“ makroökonomischer Variablen auch in den Wechselkursmodellen der Portfolio-Balance-Klasse unterstellt.

<sup>4</sup> Eine Erwartungsbildung ist „Common knowledge“, wenn Spieler 1 weiß, daß Spieler 2 weiß, daß Spieler 1 weiß usw. ad infinitum, daß er eine bestimmte Erwartungsbildung besitzt.

<sup>5</sup> Hiermit ist vor allem das Auftreten multipler Gleichgewichte wie z.B. im Währungskrisenmodell von Obstfeld (1997) gemeint. Wie Morris und Shin (1998) und Morris und Shin (2000) aufzeigen, kann hier eine weniger komplexe Modellierung der sog. „Higher-Order-Beliefs“ im Vergleich zur unterstellten „Common-knowledge-Annahme“ die Existenz eines eindeutigen Gleichgewichts sichern.

### 3.1.3 Mikrofundierung und Erwartungsbildung

Unter dem Eindruck der empirischen und konzeptionellen Schwächen klassischer makroökonomischer Wechselkursmodelle entstand, aufbauend auf die bahnbrechende Arbeit von Obstfeld und Rogoff (1995), ein neuer Ansatz zur Erklärung der Wechselkursentwicklung, der unter dem Begriff der „New-open-Macroeconomics“ in die Literatur einging. Das „Neue“ an diesem Ansatz besteht in erster Linie in einer expliziten Modellierung der intertemporalen Nutzen- bzw. Gewinnmaximierung der Konsumenten und Produzenten, wodurch ein dynamisches, allgemeines Gleichgewichtsmodell in Abhängigkeit (meist stochastisch modellierter) makroökonomischer Variablen wie realem Zinssatz, Output- und Preisniveau sowie dem nominalen Wechselkurs beschrieben wird.<sup>6</sup> Die Idee einer stärkeren „Mikrofundierung der Makroökonomie“ entwickelt sich ursprünglich im Bereich der geldpolitischen Analyse und findet dort ihren Höhepunkt gegen Ende der 90er Jahre insbesondere im Zusammenhang mit dem Begriff der „New-Keynesian-Phillips-Curve“.<sup>7</sup> Tatsächlich kann man den New-open-macroeconomics Ansatz als Erweiterung dieser geld- und konjunkturpolitischen Modelle für eine offene Volkswirtschaft charakterisieren.<sup>8</sup>

Trotz der Bemühung um eine bessere theoretische Fundierung des individuellen Verhaltens, stellt der „New-open-macroeconomics“ Ansatz keinen wirklichen konzeptionellen Umbruch im Verhältnis zur klassischen makroökonomischen Wechselkursanalyse dar. Der Unterschied zu klassischen Makromodellen besteht in erster Linie im Austausch einer statischen IS-LM-Modellierung des Güter- und Geldmarktes durch eine Endogenisierung des individuellen Optimierungskalküls der Produzenten und Konsumenten. Dies geschieht durch die Formulierung einer intertemporalen Nutzenfunktion für einen repräsentativen Haushalt, wobei der Nutzen typischerweise positiv vom Konsum sowie von der realen Geldhaltung und negativ vom Arbeitseinsatz abhängt. Damit wird die private Güter- und Geldnachfrage im Gegensatz zu traditionellen Makromodellen hier innerhalb des Modells abgeleitet.<sup>9</sup> Die Modellierung von Geldangebot, Staatsnachfrage sowie die Zusammenhänge zwischen Devisenmärkten und Wertpapiermärkten bzw. Gütermärkten über die Annahme der Gültigkeit von ungedeckter Zinsparität und/oder der KKP dagegen entspricht der Vorgehensweise etwa im Dornbuschmodell.

Damit wird jedoch der wenig plausiblen Dominanz makroökonomischer Aspekte auf der individuellen Handlungsebene im Rahmen des „New-open-macroeconomics-

<sup>6</sup> Als geläufige Bezeichnung hat sich für diese Modellklasse der Begriff „DSGE-Modell“ etabliert.

<sup>7</sup> Zu den bekanntesten Beiträgen zählen hier u.a. Rotemberg und Woodford (1998) sowie Clarida et al. (1999).

<sup>8</sup> Der enge Zusammenhang zwischen New-open-macroeconomics und New-Keynesian-Phillips-Curve wird sehr anschaulich in Walsh (2010) illustriert. Hier ist auch eine ausführliche Darstellung des Modells von Obstfeld und Rogoff (1995) zu finden.

<sup>9</sup> In traditionellen makroökonomischen Modellen wird stattdessen die private Konsumnachfrage durch eine modellspezifische Konsumfunktion in Abhängigkeit vom Einkommen und die Geldnachfrage durch eine vorgegebene Liquiditätspräferenzfunktion, die positiv abhängig vom Einkommen und negativ abhängig vom nominalen Zinssatz ist, charakterisiert.

Ansatz“ nicht entscheidend entgegengetreten. Nach wie vor bestimmen makroökonomische Variablen wie Preisniveau und Geldmenge maßgeblich das individuelle Verhalten der Wirtschaftssubjekte, z.B. durch die Berücksichtigung der ungedeckten Zinsparität bei der individuellen intertemporalen Nutzenmaximierung. Dies macht ebenfalls deutlich, daß der unterstellte Rationalitätsgrad im Obstfeld-Rogoff-Ansatz unverändert hoch ist. Insbesondere wird immer noch von der „perfect-foresight“ bei der Erwartungsbildung ausgegangen und sämtliche Informationen werden gemäß dem Prinzip des „common-knowledge“ verarbeitet. Insofern dupliziert der „New-open-macroeconomics-Ansatz“ die konzeptionellen Probleme der klassischen makroökonomischen Wechselkursmodelle. Dies spiegelt sich wenig überraschend auch in dessen empirischer Evidenz bezüglich der Wechselkursentwicklung wider. Hierbei zeigt sich, daß auch eine explizite Mikrofundierung nicht zu einer Verbesserung der empirischen Performance von makroökonomischen Wechselkursmodellen beiträgt.

Die entscheidende Gemeinsamkeit zwischen sämtlichen makroökonomisch basierten Ansätzen zur Wechselkurserklärung stellt dabei ihre Konzipierung als allgemeines Gleichgewichtsmodell dar. Anpassungen von Preisen in Folge eines Schocks auf einem der betrachteten Märkte haben demzufolge unmittelbare Auswirkungen auf die Preisentwicklung auf allen anderen im Modell berücksichtigten Märkten. So führt beispielsweise eine Änderung der Zinspolitik der Zentralbank zu Anpassungsprozessen auf dem heimischen Interbankenmarkt bzw. Geldmarkt, welche am Ende (über bestimmte Transmissionskanäle) auch auf den Devisenmarkt wirken. Schließlich führt diese Veränderung der Rahmenbedingungen des Devisenmarktes zu einem marktinternen und nicht im Modell endogenisierten Anpassungsprozeß, welcher sich in einem neuen Wechselkurs widerspiegelt. Dieses Prinzip ähnelt der Funktion eines Uhrwerks, in dem der Devisenmarkt eines von vielen Rädchen darstellt, das letztlich einen Zeiger bewegt, der, um im Bild zu bleiben, dann den Wechselkurs wiedergibt. Das zuvor diskutierte Problem makroökonomischer Modellierung des Wechselkurses bezieht sich dieser Analogie entsprechend auf die Beschaffenheit des „Rädchen“ Devisenmarkt. Die in der jeweiligen Modellkonzeption getroffenen Rationalitäts- und Verhaltensannahmen determinieren dann gewissermaßen die Größe der Zacken und die Schaltung der einzelnen Zahnräder. Auf der anderen Seite zeigt diese mechanistische Struktur der Wechselkursmodellierung auch deren Schwachpunkt deutlich auf, nämlich daß die tatsächliche Handelsstruktur am Devisenmarkt, also das institutionelle und informationstheoretische Marktumfeld sowie das Interaktionsverhalten der Markakteure, gänzlich unberücksichtigt bleibt. Mit anderen Worten wird die Wechselkursbildung in allen makroökonomischen Modellen nahezu ausschließlich durch andere Märkte bestimmt, der eigentliche Preissetzungsprozeß innerhalb des Devisenmarktes hingegen bleibt eine Art „Black-Box“.

### 3.2 Wirkungskanäle nicht sterilisierter Devisenmarktintervention

Trotz dieser konzeptionellen und empirischen Vorbehalte wird die ökonomische Analyse der potentiellen Effektivität von Devisenmarktintervention in Systemen flexibler Wechselkurse in der Literatur traditionell eher im Rahmen von makroökonomischen Modellansätzen vorgenommen. Diese Vorgehensweise stützt sich dabei nicht zuletzt darauf, daß die Ziele einer Interventionsmaßnahme ebenfalls an makroökonomischen Kennzahlen festgemacht werden. Wie aber bereits im vorangegangenen Kapitel erläutert, wird bezüglich der Beurteilung eines Eingriffs in den Devisenmarkt von Seiten der geldpolitischen Entscheidungsträger lediglich auf die notwendige Bedingung für die Gültigkeit der oben vorgenommenen Effektivitäts-Definition abgestellt, nämlich die grundsätzliche Wirksamkeit von Interventionsmaßnahmen zur Wechselkursbeeinflussung. In diesem Zusammenhang können dann auf Basis makroökonomischer Modelle zur Wechselkurserklärung wie oben bereits angedeutet sog. Wirkungskanäle in Abhängigkeit der Art der Intervention theoretisch abgeleitet und empirisch überprüft werden.<sup>10</sup> Nachfolgend sollen deshalb zunächst die bedeutendsten Wirkungskanäle von Devisenmarktintervention im Rahmen einer makroökonomisch motivierten Modellierung des Devisenmarktgescchehens vorgestellt werden.

Den in konzeptioneller Hinsicht einfachsten und zugleich auch am wenigsten in Frage gestellten Transmissionskanal von Devisenmarktintervention auf den Wechselkurs stellt der im Rahmen von makroökonomischen Wechselkursmodellen standardmäßig abzubildende monetäre Wirkungskanal nicht sterilisierter Devisenmarktintervention dar.

Ausgangspunkt dieser theoretischen Erklärungsansätze der Wirkung von nicht sterilisierten Devisenmarktintervention auf die Wechselkursentwicklung bildet dabei zunächst die Bilanzstruktur einer Zentralbank. Definitionsgemäß ist eine Devisenmarktintervention charakterisiert durch den An- bzw. Verkauf von in ausländischer Währung fakturierten Wertpapieren durch eine Zentralbank (bzw. den je nach nationaler Gesetzgebung hierzu autorisierten Institutionen). Folglich verändert eine Devisenmarktintervention die Aktivseite der Zentralbankbilanz. Ein Ankauf bzw. Verkauf von ausländischen Wertpapieren führt dabei zu einer Erhöhung bzw. Senkung der Netto-Währungsreserven der Zentralbank. Erfolgt der Ausgleich der Bilanz in Folge der Intervention über die Passivseite der Bilanz spricht man von einer nicht sterilisierten Devisenmarktintervention. In diesem Fall kommt es bei einer Intervention zugunsten der heimischen Währung, also einem Verkauf von Devisenreserven zu einer Senkung der Netto-Verbindlichkeiten der Zentralbank gegenüber den privaten Kreditinstituten und somit zu einer Senkung der heimischen Geldbasis  $B$ . Aus dem einfachen Zusammenhang,

$$M^S = m \cdot B \quad \text{mit } m \in \mathbb{R} > 1 \quad (3.4)$$

---

<sup>10</sup> Im Wesentlichen repräsentiert ein Transmissionsprozeß die ökonomische Interpretation eines makroökonomischen Modellergebnis.

wobei  $M^S$  dem nominalen Geldangebot und  $m$  dem Geldschöpfungsmultiplikator entspricht, ergibt sich somit, daß eine nicht sterilisierte Devisenmarktintervention Auswirkungen auf die heimische Geldpolitik hat. Tatsächlich entspricht eine Intervention zugunsten der heimischen Währung einer restriktiven geldpolitischen Maßnahme durch die intervenierende Zentralbank. Diese Veränderung des inländischen Geldangebots in Folge einer Devisenmarktintervention bildet die Grundlage zur theoretischen Erklärung der (mittel- bis langfristigen) Beeinflussung des Wechselkurses durch Devisenmarktintervention.<sup>11</sup> Gemäß den traditionellen makroökonomischen Transmissionstheorien erhöht ein restriktiv wirkender Geldmengenimpuls tendenziell den inländischen Zinssatz. Dies verbessert den Nettoertrag inländischer Wertpapiere gegenüber ausländischen Anleihen wiederum und löst demnach Portfolioumschichtungen zu deren Gunsten aus. Diese Umschichtungsprozesse von ausländischen Assets hin zu inländischen Wertpapieren beeinflussen schließlich den Devisenmarkt indem sie das Angebot an ausländischer Währung und gleichzeitig die Nachfrage nach heimischer Währung erhöhen. Im Ergebnis dieses Transmissionssprozesses wertet somit die inländische Währung tendenziell auf.<sup>12</sup> Dieser Wirkungskanal kann exemplarisch in einem monetären Wechselkursmodell (vgl. etwa Dornbusch (1976)) aufgezeigt werden.<sup>13</sup> Der Effekt einer nicht sterilisierten Devisenmarktintervention auf den Wechselkurs geht somit in erster Linie von den, mit ihr einhergehenden, geldpolitischen Wirkungen aus. Genauer gesagt wird die Wirksamkeit der Intervention auf den Devisenmarkt und damit ihre Effektivität auf diesen monetären makroökonomischen Aspekt reduziert, wobei je nach Struktur des jeweiligen Modelltyps eine unterschiedliche Reaktion des Wechselkurses im Zeitablauf stattfindet.<sup>14</sup> Die grundsätzliche Wirksamkeit hängt dabei jedoch maßgeblich von der Sensibilität der makroökonomischen Parameter auf geldpolitische Impulse ab, bzw. von deren Wirkungs- und Rückwirkungseffekten auf den Devisenmarkt. In Bezug auf die Effektivität einer nicht sterilisierten Devisenmarktintervention besteht jedoch (wie im vorherigen Kapitel ausführlich argumentiert) das Problem, daß der wirtschaftspolitisch intendierte Effekt nicht ausschließlich auf den Devisenmarkt beschränkt sein muß. Es bleibt daher für Marktbeobachter offen, ob eine nicht sterilisierte Devisenmarktintervention aus dem Motiv der Währungsstabilisierung und/oder der Verfolgung anderer (makroökonomischer) Ziele heraus erfolgt ist.

<sup>11</sup> Selbstverständlich hat eine Devisenmarktintervention per se einen unmittelbaren Einfluß auf den Wechselkurs, da sie Nachfrage und Angebot am Devisenmarkt verändert. Dieser Preiseffekt ist jedoch gemessen am Gesamtumsatz am Devisenmarkt sowohl größenmäßig als auch zeitlich außerst begrenzt und wird daher im makroökonomischen Kontext vernachlässigt.

<sup>12</sup> Im Gegensatz zur eigentlichen Intervention, ist die indirekte Beeinflussung des Wechselkurses durch den Zinseffekt nachhaltig und vom Volumen her nicht unbedingt an die Interventionshöhe gebunden.

<sup>13</sup> Beispiele hierfür finden sich in jedem makroökonomischen Standardlehrbuch.

<sup>14</sup> Im Dornbuschmodell hätte eine nicht sterilisierte Intervention einen unmittelbaren und starken Effekt auf den Wechselkurs, da es zum charakteristischen Überschießen des kaufkraftparitäetischen Wechselkurses kommt, aber auch einen nachhaltigen Effekt dadurch, daß bei Gültigkeit der KKP-Theorie, die zu erwartende Inflationsanpassung auch den (langfristigen) kaufkraftparitäetischen Wechselkurs beeinflussen wird. In einem monetären Modellrahmen mit flexibler Güterpreisanpassung gestaltet sich diese Dynamik hingegen kurzfristig weniger volatil.

Dies stellt auf der anderen Seite ein nicht unerhebliches Problem in Bezug auf die oben beschriebene konventionelle Annahme – zumindest bis in die 2000er Jahre hinein – dar, daß Interventionsmaßnahmen als wirtschaftspolitisches Instrument in Systemen flexibler Wechselkurse nur zur Beseitigung von Fehlentwicklungen am Devisenmarkt herangezogen werden und nicht als komplementäres Instrument der allgemeinen Geldpolitik anzusehen sind. Insofern wird eine nicht sterilisierte Devisenmarktintervention aus makroökonomischer Perspektive über den monetären Transmissionskanal zwar als grundsätzlich wirksam erachtet und somit eine potentielle Effektivität in Bezug auf diese Art der Intervention theoretisch unterstellt.<sup>15</sup> Andererseits spielt die Analyse von nicht sterilisierten Devisenmarktintervention in der wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit diesem Thema nur eine untergeordnete Rolle, da die Relevanz dieser Interventionsart in Systemen flexibler Wechselkurse in der Praxis als äußerst gering eingestuft wird, so daß auch eine weitergehende Untersuchung hinsichtlich der Wirkung einer Intervention über andere bzw. indirekt wirkende Kanäle auf den Wechselkurs bzw. eine Evaluierung der gesamtwirtschaftlichen Effektivität (unter Einbeziehung anderer makroökonomischer Kennzahlen wie Arbeitslosigkeit, Inflation etc.) nicht erfolgt.

### 3.3 Wirkungskanäle sterilisierter Devisenmarktinterventionen

Obwohl nicht sterilisierte Devisenmarktintervention, wie aufgezeigt, theoretisch ein durchaus probates Mittel darstellen, um Wechselkursveränderungen im Sinne der Effizienz-Definition herbeizuführen, wird das Hauptaugenmerk auf die Ableitung von Wirkungskanälen von sterilisierten Devisenmarktintervention gelegt. Grundsätzlich wird unter der Sterilisation einer Devisenmarktintervention der Abschluß eines Gegengeschäftes durch die Zentralbank am heimischen Geldmarkt verstanden, um den zuvor beschriebenen Effekt auf die Geldmenge zu neutralisieren. Hat z.B. eine Zentralbank zugunsten der heimischen Währung interveniert und somit tendenziell die inländische Geldmenge reduziert, so würde eine vollständige Sterilisation ein Offenmarktgeschäft auf dem heimischen Geldmarkt nach sich ziehen, bei dem die Zentralbank den Geschäftsbanken inländische Wertpapiere mit dem Volumen der Interventionshöhe zur Verfügung stellt. In diesem Fall wird der Verlust der Währungsreserven auf der Aktivseite der Zentralbankbilanz durch einen Anstieg in gleicher Höhe an inländischen Wertpapieren kompensiert, so daß die Passivseite und damit die Geldbasis unverändert bleiben. Eine Sterilisation bewirkt demnach einen Aktivtausch in der Zentralbankbilanz zwischen ausländischen und inländischen Forderungen. Dieser so charakterisierte Sterilisationsprozeß wird dann im Rahmen der allgemeinen operativen Geldpolitik der Zentralbank durchgeführt. Neben dieser klassischen Form der Sterilisation wird u.a. von von Hagen (1989)

<sup>15</sup> Da aus der makroökonomischen Modellierung eine eindeutige Richtung der Wechselkursbeeinflussung über den monetären Wirkungskanal abzuleiten ist, kann eine nicht sterilisierte Intervention tatsächlich eine zielgerichtete und persistente Beeinflussung des Wechselkurses (gemäß der Definition von Effektivität) generieren.

auch eine weitere Möglichkeit aufgezeigt, nämlich die Sterilisation über eine Intervention in einem anderen Währungsmarkt. Da Devisenmarktintervention typischerweise nur in einem bestimmten Währungssegment, bspw. dem Euro/US-Dollar-Markt durchgeführt werden, besteht theoretisch die Möglichkeit für eine in diesem Markt intervenierende Zentralbank, in einem anderen Währungssegment eine volumenmäßig identische, aber entgegengesetzte Intervention durchzuführen, so daß der Nettoeffekt auf die Geldbasis und damit die Geldmenge gemäß (3.4) neutralisiert wird. So könnte bspw. ein Ankauf von US-Dollar von Seiten der Bundesbank in Höhe von 100 Mio. DM durch einen entsprechenden Verkauf von z.B. Yen im selben Umfang im DM/Yen-Markt sterilisiert werden, denn hierdurch würde sich lediglich die Zusammensetzung der Fremdwährungsreserven als Bestandteil der Geldbasis ändern und zwar durch einen Zugang an US-Dollar und einen Abgang von Yen im Wert von jeweils 100 Mio. DM. Für die Bundesbank konnte gemäß von Hagen (1989) gezeigt werden, daß Interventionen im DM/US-Dollar-Segment zumeist mit entgegengesetzten Interventionen in Währungsmärkten des Europäischen Währungssystems (EWS) einhergingen, so daß eine Sterilisation zumeist über die Interventionspolitik selbst und nicht über nationale Offenmarktgeschäfte erfolgte. Weil sich die Bundesbank im betrachteten Zeitraum von 1979 bis 1988 dadurch in einer Sondersituation befand, daß sie sich einerseits im Rahmen des EWS in einem (zumindest der Definition nach) symmetrischen Fixkurssystem mit gegenseitigen Interventionsverpflichtungen mit den anderen EWS-Mitgliedern befand und andererseits ggü. dem Rest der Welt in einem System flexibler Wechselkurse interagierte, stellt diese Beobachtung einen wichtigen Aspekt bei der Frage des Sterilisationsmanagements einer Zentralbank dar. Da die Bundesbank im Rahmen des EWS intervenieren mußte, aber gleichzeitig an ihrer geldpolitischen Maxime der Wahrung der Preisniveaustabilität in Deutschland festhalten wollte, könnten eine nicht unerhebliche Anzahl von Interventionsmaßnahmen im US-Dollar-Segment lediglich der Sterilisation der obligatorischen Interventionen innerhalb des EWS gedient haben, was gleichzeitig deren Effektivität im Sinne der oben angegebenen Definition in Frage stellt. Untermauert werden kann diese These durch den bei von Hagen (1989) beobachteten Umstand, daß der Gesamtsterilisationsgrad aller Interventionen der Bundesbank genau dann am höchsten war, wenn gleichzeitig eine Unter- (Über-)bewertung der DM ggü. dem US-Dollar vorlag sowie eine Über- (Unter-)bewertung ggü. den EWS-Währungen, so daß eine entgegengesetzte Interventionspolitik möglich war, die gleichzeitig sterilisierend und potentiell effektiv in Bezug auf die Erreichung einer Wechselkursanpassung wirken konnte. Die demnach für die Bundesbank evidente, derartig beschriebene Sterilisationsmaßnahme über entgegengesetzte Interventionsmaßnahmen in anderen Währungspaaren stellt somit eine weitere, in der Literatur jedoch interessanterweise weitgehend unbeachtete Möglichkeit dar, die geldpolitischen Wirkungen von Devisenmarktintervention zu neutralisieren. Dies mag dem Umstand geschuldet sein, daß die Situation der Bundesbank von 1973 bis 1993 (bis zur Anhebung der Interventionsbandbreiten im EWS auf plus/minus 15 Prozent) zumindest für eine der weltweit bedeutendsten Notenbanken einzigartig war. Nichtsdestotrotz stellt diese Form der Sterilisation eine theoretisch jeder Notenbank zugängliche Möglichkeit zur Neutralisierung des

Geldmengeneffektes ihrer in einem Währungspaar durchgeführten Devisenmarktintervention dar. Insofern ist durchaus eine Strategie denkbar, in der eine Notenbank in einem für sie besonders relevanten Marktsegment interveniert und – durch entgegengesetzte Interventionen in weniger bedeutsamen Währungsmärkten den Geldmengeneffekt sterilisiert – um eine intendierte Beeinflussung des Wechselkurses auf diesem Markt zu realisieren.

Dennoch scheint auf den ersten Blick eine, wie auch immer operativ umgesetzte, sterilisierte Devisenmarktintervention wenig erfolgsversprechend im Sinne der Effizienz-Definition zu sein, da der zuvor beschriebene monetäre Transmissionseffekt zur Wechselkursbeeinflussung außer Kraft gesetzt wird. Die Ableitung eines Transmissionskanals bei sterilisierten Interventionen verlangt demnach eine andere Herangehensweise, da eine einfache Implementierung von Interventionsmaßnahmen in makroökonomische Standardmodelle der Wechselkurserklärung über die Betrachtung des Geldmengeneffektes wegen der Sterilisation hinfällig geworden ist. Stattdessen verlegt man sich auf die Konzeptionierung von indirekten Transmissionskanälen, über die derartige Interventionen auf die Wechselkursentwicklung wirken können. Dabei sind insbesondere zwei Ansätze zur Erklärung der Wirkung von sterilisierten Devisenmarktintervention hervorzuheben, nämlich der Portfolio-Balance-Kanal und der Signalling-Kanal.<sup>16</sup>

### 3.3.1 Portfolio-Balance-Kanal

Den ältesten Wirkungskanal sterilisierter Devisenmarktintervention, der im Kontext makroökonomischer Wechselkursmodellen theoretisch abgeleitet werden kann stellt der sog. Portfolio-Balance-Kanal dar. Grundlage der Ableitung eines Portfolio-Balance-Effektes von sterilisierten Devisenmarktintervention bildet dabei das auf Branson et al. (1977) zurückgehende Portfolio-Modell der Wechselkurserklärung.

Dieses ist durch ein allgemeines Gleichgewichtsmodell zwischen verschiedenen Vermögensmärkten, in der einfachsten Form einem in- und ausländischen Bondmarkt und dem Geldmarkt, charakterisiert. Die (risikoaversen) Anleger können demnach ihr Vermögen in allen drei Assetklassen anlegen und sind bemüht ihren positiv vom Endvermögen abhängenden Erwartungsnutzen über eine optimale Portfoliozusammenstellung in diesen Assetklassen zu maximieren. Im Folgenden soll daher die Wirkung eines Portfolio-Balance-Effektes infolge einer vollkommenen sterilisierten Interventionsmaßnahme der heimischen Notenbank in diesem Modellrahmen dargestellt werden, um das Prinzip dieses Wirkungskanals zu veranschaulichen. Dazu sei ein statisches Portfolio-Modell mit folgenden Gleichgewichtsbedingungen unterstellt:

$$M^S = M^D = m(i, i^*) \cdot W \quad (3.5)$$

<sup>16</sup> Als Referenz für eine umfassende Darstellung der makroökonomisch motivierten Wirkungskanäle von Devisenmarktintervention sei in diesem Zusammenhang auf Dominguez und Frankel (1993b) verwiesen.

$$B^S = B^D = b(i, i^*) \cdot W \quad (3.6)$$

$$B^{*S} \cdot e = B^{*D} = b^*(i, i^*) \cdot W \quad (3.7)$$

Hinzu kommt die Budgetrestriktion:

$$W = M^D + B^D + e \cdot B^{*D} \quad (3.8)$$

Hierbei bezeichnet (3.5) das inländische Geldmarktgleichgewicht – in Abhängigkeit vom exogen gegebenen Geldangebot  $M^S$  und der Geldnachfrage  $M^D$  – das gemäß der gängigen makroökonomischen Vorstellung positiv (proportional) vom Gesamtvermögen  $W$  und negativ abhängig von den Opportunitätskosten der Geldhaltung ist. Dieser Zusammenhang wird durch den Funktionsparameter  $m(i, i^*)$  ausgedrückt, wobei  $i$  und  $i^*$  jeweils die (hier als sicher angenommene) Rendite der in- und ausländischen Bondhaltung darstellen. Der Parameter  $m(i, i^*)$  gibt dabei den Anteil der Geldhaltung am Gesamtvermögen an. Ähnlich sind auch die Gleichungen (3.6) und (3.7) als Gleichgewichtsbedingungen über den inländischen und ausländischen Bondmarkt aufzufassen und die Funktionsparameter  $b(i, i^*)$  und  $b^*(i, i^*)$  als Anteile der jeweiligen Assetklassen am Gesamtportfolio. Dabei ist die Nachfrage nach heimischen Bonds, also  $b(i, i^*)$  umso höher, je niedriger der ausländische Zinssatz  $i^*$  und je höher der inländische Zinssatz  $i$  sind, während es sich bei den ausländischen Bonds genau umgekehrt verhält, so daß  $b^*(i, i^*)$  negativ abhängig von  $i$  und positiv von  $i^*$  ist. In Gleichung (3.7) wird zudem noch der nominale Wechselkurs zwischen dem In- und dem Ausland in Preisnotierung aus Inlandssicht auf der Angebotsseite berücksichtigt. Dies ist notwendig, da das ausländische Bondangebot  $B^{*S}$  in ausländischer Währung normiert ist und daher in die, in inländische Währung ausgedrückte, Nachfrage umgewandelt werden muß. Das gleiche Argument greift auch in der Budgetrestriktion (3.8), da das inländische Gesamtvermögen aus der Summe der einzelnen Portfoliobestandteile zusammengesetzt ist und in inländischer Währung angegeben wird. Aus Gleichung (3.8) folgt somit auch unmittelbar, daß  $m(i, i^*) + b(i, i^*) + b^*(i, i^*) = 1$  sein muß, was die Interpretation der Parameter als Vermögensanteile erklärt. Grundsätzlich stellt das Portfolio-Modell nach Branson et al. (1977) ein statisches Wechselkursmodell dar, so daß auf Zeitindizes verzichtet werden kann. Ferner soll im Folgenden die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte als statisch angenommen werden, so daß keine Rückwirkungen infolge von Erwartungsänderungen bezüglich der Entwicklung der Modellparameter in diesem Modellrahmen berücksichtigt werden.<sup>17</sup> Abschließend soll zur weiteren Vereinfachung angenommen werden, daß inländische Bonds nur von Inländern nachgefragt werden und die Nachfrage nach ausländischen Bonds von Seiten der Inländer nur marginale Auswirkungen auf den ausländischen Zinssatz hat, das Inland also eine kleine offene Volkswirtschaft darstellt. Aus Sicht der

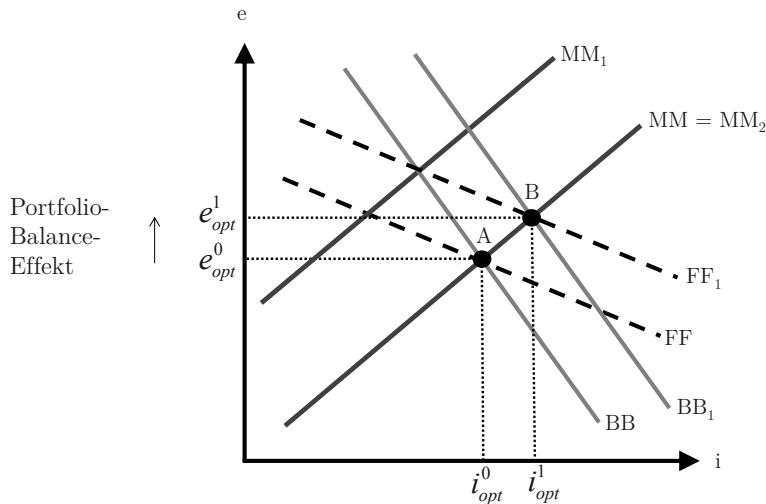
<sup>17</sup> Dies stellt jedoch keine zwingende Annahme im Portfolio-Ansatz dar, wie bei Dooley und Isard (1982) gezeigt wird. Hier werden rationale Erwartungen bezüglich der Wechselkursentwicklung im oben beschriebenen Modellrahmen implementiert.

Anleger stellt sich demnach das Problem, ihr Portfolio über die Wahl ihrer Anteile  $m(i, i^*)$ ,  $b(i, i^*)$  und  $b^*(i, i^*)$  so zu wählen, daß ihr Gesamtnutzen vor dem Hintergrund ihrer Budgetrestriktion sowie dem Angebot der jeweiligen Assetklassen maximiert wird. Charakteristisch für das Portfolio-Modell ist dabei, daß die Anleger hierbei in- und ausländische Bonds als nicht vollständig substituierbar ansehen. Die Modellgleichungen zeigen, daß die Nachfrage nach den verschiedenen Assets sowohl von den Zinssätzen als auch vom Wechselkurs abhängen. Letzteres ergibt sich außer im Fall der ausländischen Bondnachfrage über die Budgetgleichung (3.8), da hier das Gesamtvermögen ebenfalls von  $e$  abhängt.<sup>18</sup> Die Annahme der begrenzten Substituierbarkeit in- und ausländischer Assets impliziert, daß die Zins- bzw. Wechselkurselastizität der inländischen Bondnachfrage nicht der Zinselastizität der ausländischen Bondnachfrage entspricht. Anders ausgedrückt wird bei einer einprozentigen Zinserhöhung im Inland die Nachfrage nach inländischen Bonds nicht im selben Maße steigen, wie die Nachfrage nach ausländischen Bonds zurückgeht. Typischerweise wird dabei wie z.B. in Branson (1981) angenommen, daß die inländischen Anleger prinzipiell inländische Anlagen bevorzugen, so daß die Reaktion auf eine inländische Zinserhöhung zu einer stärkeren Nachfrageanstieg  $B^D$  führt, als die Nachfrage nach ausländischen Bonds  $B^{*D}$  zurückgeht und die Nachfrage von inländischen Bonds somit zinselastischer reagiert. Die unvollkommene Substituierbarkeit in- und ausländischer Assets kann dabei auf die Annahme der Risikoaversion der Anleger zurückgeführt werden. Das Gleichgewicht in diesem (extrem vereinfachten) Portfolio-Modell kann dann algebraisch als Lösung des durch (3.5) bis (3.8) beschriebenen Gleichungssystems in Abhängigkeit von der Variablen  $e_{opt}$ ,  $i_{opt}$  sowie  $i_{opt}^*$  abgeleitet werden, wobei die Existenz eines Gleichgewichts aufgrund der Überidentifizierung des Gleichungssystems in diesem Modell im Gegensatz z.B. zum Mundell-Fleming-Modell nicht gesichert ist.<sup>19</sup> Existiert ein Gleichgewicht, dann kann über komparative Statistik der Effekt eines wirtschaftspolitischen Impulses in diesem System auf die Modellparameter und speziell auf den Wechselkurs  $e_{opt}$  (qualitativ) analysiert werden. Dies gilt insbesondere auch für eine sterilisierte Devisenmarktintervention. Die Wirkung einer solchen Maßnahme kann in Abbildung 3.1 graphisch in Anlehnung an Branson (1981) veranschaulicht werden.

In der Ausgangssituation werden die durch die Gleichungen (3.5) bis (3.7) beschriebenen Gleichgewichtskombinationen auf den drei betrachteten Assetmärkten in Abhängigkeit vom nominalen Wechselkurs und dem inländischen Zinssatz dargestellt. Die Geldmarktgleichgewichtskurve  $MM$  beschreibt hierbei eine steigende Funktion, da die Geldnachfrage aufgrund des damit verbundenen Vermögensanstiegs, also dem sog. Transaktionskassenmotiv, positiv vom nominalen Wechselkurs in Preisnotierung und negativ vom inländischen Zinssatz, wegen der damit verbundenen Opportunitätskosten der Geldhaltung, abhängt. Insofern kann für eine gege-

<sup>18</sup> Eine Aufwertung der heimischen Währung ( $e$  sinkt) senkt dabei c.p. das Gesamtvermögen, da die ausländischen Aktiva (da in Fremdwährung denominiert) in diesem Fall an Wert verlieren.

<sup>19</sup> Die Existenz hängt im Wesentlichen von den Annahmen über die Funktionsparameter der Vermögensanteile und den dazu korrespondierenden Werten für das Gesamtvermögen  $W$  sowie den Geld- und Bondangeboten ab.



**Abb. 3.1** Wirkung des Portfolio-Balance-Effektes einer sterilisierten Devisenmarktintervention im Portfolio-Modell

bene Geldangebotsmenge  $M^S$  ein Gleichgewicht nur dann gewährleistet werden, wenn bei einem steigenden Wechselkurs und einem somit größeren Transaktionskassenmotiv gleichzeitig die Opportunitätskosten der Geldhaltung über den gestiegenen inländischen Zinssatz ansteigen, um die Geldnachfrage wieder an das gegebene Geldangebot anzupassen.<sup>20</sup> Die mit  $BB$  bezeichnete Gleichgewichtskurve des inländischen Bondmarktes weist dagegen einen fallenden Verlauf auf, da hier Zins- und Wechselkursentwicklung gleichermaßen die Nachfrage nach heimischen Bonds anregen, so daß ein Ausgleich bei gegebenem Bondangebot  $B^S$  nur über eine entgegengesetzte Zinsänderung  $i$  bei steigendem Wechselkurs  $e$ , also einer Abwertung der heimischen Währung, erfolgen kann. Der Verlauf des mit  $FF$  bezeichneten Gleichgewichts auf dem ausländischen Bondmarkt im e-i-Diagramm ebenfalls als fallende Kurve dagegen ist auf den ersten Blick weniger einleuchtend. Grundsätzlich wird die Nachfrage der ausländischen Bonds bei einem steigenden inländischen Zinssatz c.p. sinken, während die Nachfrage positiv vom Gesamtvermögen  $W$ , das wiederum positiv vom nominalen Wechselkurs abhängt, beeinflußt wird. Im Unter-

<sup>20</sup> Eine Reaktion des ausländischen Zinssatzes ist zwar prinzipiell auch möglich, er wird jedoch in dieser graphischen Darstellung als exogener Parameter betrachtet, da die Beziehung zwischen Inlandszins und nominalem Wechselkurs im Vordergrund steht. Darüber hinaus wurde in den Annahmen eine Beeinflussung des ausländischen Zinssatzes durch die Nachfrage der Inländer ausgeschlossen.

schied zu den beiden anderen Gleichgewichtsbedingungen ist jedoch das gegebene ausländische Bondangebot  $B^{*S}$  ebenfalls abhängig von der Wechselkursentwicklung, denn auch bei gegebenem nominalem Angebotsvolumen wird der Wert der ausländischen Bonds steigen, wenn die heimische Währung abwertet. Insofern ist zunächst die Gesamtreaktion der Nachfrage nach ausländischen Bonds in Bezug auf die Entwicklung von  $e$  unklar. Formal kann die Gleichgewichtsbedingung daher zur Verdeutlichung des Gesamteffektes wie folgt umgeformt werden:

$$B^{*S} = B^{*D} = \frac{b^*(i, i^*) \cdot W(e)}{e} \quad \text{mit } W(e) = M^D + B^D + e \cdot B^{*D} \quad (3.9)$$

Durch Einsetzen des Ausdrucks für das Gesamtvermögen in die Nachfragefunktion ergibt sich folglich:

$$B^{*D} = \frac{b^*(i, i^*) \cdot (M^D + B^D)}{e \cdot (1 - b(i, i^*))} \quad (3.10)$$

Hieraus kann die Reaktion der ausländischen Bondnachfrage in Abhängigkeit von einem Anstieg des nominalen Wechselkurs in Preisnotierung aus Inlandssicht über

$$\frac{\partial B^{*D}}{\partial e} = -\frac{b^*(i, i^*) \cdot (M^D + B^D)}{e^2 \cdot (1 - b(i, i^*))} < 0 \quad (3.11)$$

eindeutig abgeleitet werden. D.h., die ausländische Bondnachfrage hängt insgesamt negativ von der Entwicklung des Wechselkurses ab, da  $b(i, i^*) \in ]0, 1[$  gilt, denn eine komplettte Vermögenshaltung in ausländischen Bonds wird annahmegemäß ebenso ausgeschlossen, wie eine optimale Portfoliowahl, die keine ausländischen Aktiva enthält. Demzufolge wird bei einer Abwertung der heimischen Währung die Nachfrage nach ausländischen Bonds tendenziell zurückgehen, so daß ein Gleichgewicht auf diesem Assetmarkt dann bei gegebenem nominalen ausländischen Bondangebotsvolumen  $B^{*S}$  nur aufrecht erhalten werden kann, wenn gleichzeitig die ausländischen Bonds durch eine Senkung der Rendite der inländischen Bonds attraktiver werden, wodurch sich der negative Zusammenhang zwischen  $e$  und  $i$  in der *FF*-Kurve erklärt. Der unterschiedliche Steigungsverlauf zwischen *FF*- und *BB*-Kurve resultiert wiederum aus der Annahme der unvollkommenen Substituierbarkeit der beiden Bondklassen. Da wie oben beschrieben, typischerweise von einer Präferenz der inländischen Anleger für heimische Bonds ausgegangen wird, reagieren die Nachfrage nach inländischen Bonds  $B^D$  sensitiver bzw. mengenmäßig stärker auf eine Veränderung des inländischen Zinssatzes  $i$ , als dies bei ausländischen Bonds der Fall ist. Insofern muß zur Erhaltung eines inländischen Bondmarktgleichgewichtes bei einer gegebenen Zinsänderung (z.B. einem Anstieg von  $i_0$  auf  $i_2$ ) eine stärkere Wechselkursanpassung (eine stärkere Aufwertung der heimischen Währung) erfolgen, als dies bei der gleichen zinspolitischen Änderung auf dem ausländischen Bondmarkt der Fall ist.<sup>21</sup> D.h., eine höhere Zinselastizität der

<sup>21</sup> Ökonomisch ist dabei zu bedenken, daß die inländische Bondnachfrage positiv vom inländischen Zinsniveau und vom nominalen Wechselkurs abhängt, während die ausländische Bondnachfrage von beiden Parametern negativ beeinflußt wird, so daß eine Zinserhöhung hier zu einer Senkung

inländischen Bondnachfrage im Vergleich zur ausländischen Bondnachfrage resultiert in einer c.p. steileren *BB*-Kurve und flacheren *FF*-Kurve in Abbildung 3.1.

Das Ausgangsgleichgewicht in diesem Modell ist hier durch den Punkt *A* charakterisiert. Ausgehend von diesem allgemeinen Gleichgewichtszustand  $e_{opt}^0, i_{opt}^0$  sowie  $i_{opt}^{*0}$  wird nun eine sterilisierte Devisenmarktintervention zugunsten der ausländischen Währung als exogener wirtschaftspolitischer Schock durchgeführt. Per Definition ist eine Interventionsmaßnahme, die zugunsten der Auslandswährung von der inländischen Zentralbank durchgeführt wird, durch einen Ankauf von Währungsreserven in Form von in ausländischer Währung denominierter Bonds bei gleichzeitiger Ausgabe von Zentralbankgeld charakterisiert. Letzteres hat im Portfolio-Modell eine Erhöhung des inländischen Geldangebots  $M^S$  zur Folge, wodurch sich die Gleichgewichtskurve des Geldmarktes in Abbildung 3.1 parallel nach links oben verschiebt.<sup>22</sup> Gleichzeitig bedeutet der Ankauf von ausländischen Bonds durch die Interventionsmaßnahme aber aus Sicht der privaten Anleger eine Senkung des ihnen zur Verfügung stehenden nominalen Angebots an ausländischen Assets  $B^{*S}$ . Somit verschiebt sich die *FF*-Kurve parallel nach rechts unten auf *FF*<sub>1</sub>.<sup>23</sup> Eine Sterilisation des geldpolitischen Effektes dieser Interventionsmaßnahme verlangt wiederum die zusätzliche Durchführung eines Offenmarktgeschäftes auf dem heimischen Geldmarkt, bei der ein dem Interventionsvolumen entsprechender Verkauf inländischer Bonds von Seiten der Zentralbank an die privaten Geschäftsbanken erfolgt.<sup>24</sup> Dies führt zum einen zu einer Rückverschiebung der *MM*<sub>1</sub>-Kurve auf  $MM_2 = MM$ , da der Ankauf der Bonds durch die Banken mit deren Guthaben bei der Zentralbank verrechnet wird, was einen Rückgang des Zentralbankgeldes in Höhe des ursprünglichen Interventionsvolumens nach sich zieht. Zum anderen erhöht die Sterilisationsmaßnahme aber die, den privaten Anlegern zur Verfügung stehende, Angebotsmenge an inländischen Bonds  $B^S$ , so daß das inländische Bondmarktgleichgewicht ebenfalls durch diese Aktion beeinträchtigt wird und sich die *BB*-Kurve nach rechts oben auf *BB*<sub>1</sub> verschiebt.<sup>25</sup> Das neue Gleichgewicht in diesem Modell nach der Durchführung einer sterilisierten Interventionsmaßnahme ist dann durch den Punkt *B* charakterisiert und wird durch die neuen Gleichgewichtsparameter ( $e_{opt}^1, i_{opt}^1$ ) beschrieben. D.h., in Folge der, mit der sterilisierten Interventions-

---

der ausländischen Bondnachfrage führt, die durch ein Sinken des Wechselkurses in Preisnotierung wieder nach oben korrigiert wird.

<sup>22</sup> Aus der Geldmarktgleichung (3.5) geht hervor, daß eine Erhöhung der Nachfrage zum Ausgleich des gestiegenen Geldangebots bei gegebenem Wechselkurs und damit gegebenem Gesamtvermögen  $W$  nur durch eine Zinssenkung, also eine Senkung der Opportunitätskosten der Geldhaltung, erreicht werden kann.

<sup>23</sup> Hier gilt, eine Senkung der ausländischen Bondnachfrage  $B^{*D}$  kann durch einen Anstieg des inländischen Zinssatzes bei gleichbleibendem nominalen Wechselkurs erreicht werden, da hierdurch die Attraktivität der ausländischen Assets sinkt.

<sup>24</sup> Eine alternative Sterilisationsmöglichkeit über eine entgegengesetzte Intervention in einem anderen Währungssegment ist in diesem Modellrahmen nicht implementierbar, da nur zwei Länder betrachtet werden.

<sup>25</sup> Das erhöhte Bondangebot kann durch eine gestiegene Bondnachfrage ausgeglichen werden, wenn z.B. der inländische Zinssatz bei gegebenem Wechselkurs steigt, so daß inländische Bonds attraktiver werden.

maßnahme einhergehenden, Portfolioumschichtung der Anleger hat sich sowohl der inländische Zinssatz als auch der Wechselkurs verändert.<sup>26</sup> Letzterer ist von  $e_{opt}^0$  auf  $e_{opt}^1$  gestiegen, so daß in der Tat eine Abwertung der heimischen Währung durch eine sterilisierte Devisenmarktintervention zugunsten der ausländischen Währung erreicht werden kann. Dieser Effekt der Wechselkursbeeinflussung von  $e_{opt}^0$  auf  $e_{opt}^1$  kann als Portfolio-Balance-Effekt charakterisiert werden. Wie aus dem statischen Modellrahmen offensichtlich wird, ist diese Wechselkursbeeinflussung zudem als persistent anzusehen, da ein neues allgemeines Gleichgewicht durch den Punkt  $B$  beschrieben wird. Insofern kann vor dem Hintergrund dieses Modellrahmens ein im Sinne der obigen Definition effektiver Wirkungskanal von sterilisierten Devisenmarktinterventionen theoretisch abgeleitet werden.

### 3.3.2 *Signalling-Kanal*

Neben dem Portfolio-Balance-Kanal hat sich in der Literatur ein weiterer Ansatz zur Erklärung von Wechselkurswirkungen durch sterilisierte Devisenmarktinterventionen etabliert, der sog. Signalling-Kanal. Dieser geht auf eine Idee von Mussa (1981) zurück. Im Gegensatz zum Portfolio-Balance-Kanal beeinflußt eine sterilisierte Devisenmarktintervention gemäß dem Signalling-Kanal den Wechselkurs über die Erwartungen der privaten Anleger, unabhängig davon, ob ausländische und inländische Wertpapiere aus deren Sicht vollständig oder begrenzt substituierbar sind. Der Signalling-Effekt kann dementsprechend parallel zum Portfolio-Balance-Effekt auftreten, ist aber im Unterschied zu letzterem nicht an konkrete Annahmen bezüglich der Assetklassen gebunden. Dies hat zur Folge, daß der Signalling-Effekt sowohl in monetären Wechselkursmodellen wie bei Dornbusch (1976) als auch in Varianten des Portfolio-Ansatzes mit rationaler Erwartungsbildung wie z.B. Branson (1981) untersucht werden kann.<sup>27</sup>

Die Beeinflussung der Erwartungsbildung über den Signalling-Kanal wird nach Mussa (1981) durch die Prämisse begründet, daß sterilisierte Devisenmarktintervention Rückschlüsse auf die zukünftige Geldpolitik der intervenierenden Zentralbank zulassen. Verkauft eine Zentralbank z.B. Devisenreserven, so interpretieren die Wirtschaftssubjekte gemäß der Signalling-Hypothese dies als ein Signal für eine zunehmend restriktive Geldpolitik, obwohl der Geldmengenimpuls der Intervention durch die Sterilisation auf dem heimischen Geldmarkt (zunächst) neutralisiert wird. Der Effekt einer solchen Intervention auf den Wechselkurs kann somit im Rahmen eines theoretischen Wechselkurserklärungsansatzes veranschaulicht werden, in der (rationale) Erwartungen eine Rolle spielen. Eine einfache Modellierung eines solchen Erklärungsansatzes greift dabei auf die ungedeckte Zinspa-

<sup>26</sup> Die Entwicklung des ausländischen Zinssatzes kann an dieser Stelle vernachlässigt werden, da dieser als exogen angenommen wurde.

<sup>27</sup> Zur eindeutigen empirischen Überprüfung des Signalling-Effektes bietet sich jedoch ein Modell des ersten Typs an, welches auf Grund der Annahme vollständiger Substituierbarkeit der inländischen und ausländischen Assets den Portfolio-Balance-Effekt ausklammert.

ritätentheorie zurück.<sup>28</sup> Diese kann als Finanzmarktarbitragebedingung im internationalen Handel an Finanzmärkten unter Annahme der Risikoneutralität der Anleger bei vollständig rationaler Erwartungsbildung abgeleitet werden. Die ungedeckte Zinsparitätentheorie folgt der Idee, daß der erwartete Ertrag eines inländischen Wertpapiers dem erwarteten Ertrag eines ausländischen Wertpapiers von vergleichbarer Risikoklasse und gleicher Fälligkeitsfrist unter Berücksichtigung der erwarteten Wechselkursentwicklung zwischen dem Anlagezeitpunkt und der Fälligkeit der Assets entsprechen muß. Andernfalls kann eine Arbitragestrategie entwickelt werden, die einen positiven erwarteten Gewinn verspricht, wobei sich der nominale Wechselkurs infolge der mit dieser Strategie verbundenen Devisenmarktaktivitäten solange anpaßt, bis der Anreiz zur weiteren Zinsarbitrage entfällt. Aus der Formalisierung dieser Idee läßt sich dann (approximativ) folgender funktionaler Zusammenhang für die Wechselkursentwicklung ableiten:<sup>29</sup>

$$e_t = \frac{E_t(e_{t+1} | \Omega_t)}{1 + i_t - i_t^*} \quad (3.12)$$

Der nominale Wechselkurs stellt demnach eine Funktion in Abhängigkeit von der (erwarteten) Rendite des inländischen Assets zum Zeitpunkt  $t$ ,  $i_t$ , der Rendite des ausländischen Assets  $i_t^*$  sowie der Erwartung über den zukünftigen Wechselkurs zum Zeitpunkt der Fälligkeit in  $e_{t+1}$ , die über die Informationsmenge des Anlegers zum Zeitpunkt der Durchführung der Arbitragestrategie  $t$ ,  $\Omega_t$  bedingt wird.<sup>30</sup> Da ein rationaler Erwartungsbildungsprozeß unterstellt wird, kann  $\Omega_t$  wie folgt formal ausgedrückt werden:

$$\Omega_t = f(i, i^*, e, \dots) \quad (3.13)$$

Kommt es in Periode  $t$  zu einer sterilisierten Devisenmarktintervention der inländischen Zentralbank zugunsten der heimischen Währung, so beeinflußt dies die Informationsmenge  $\Omega_t$  und damit auch den erwarteten Wechselkurs  $E_t(e_{t+1} | \Omega_t)$ . Gemäß der Signalling-Hypothese wird dabei unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte in Folge der Intervention in Zukunft eine restriktive Geldpolitik der inländischen Zentralbank erwarten. Unter der Prämisse, daß sich keine weiteren Fundamentaldaten zum Zeitpunkt  $t$  ändern und die tatsächliche Durchführung der signalisierten geldpolitischen Maßnahme innerhalb der Laufzeit, also zwischen  $t$  und  $t+1$ , erwartet wird, wird ein rationaler Anleger unter Berücksichtigung der traditionellen makroökonomischen Transmissionskanäle eine Aufwertung der heimischen Währung bis zum Fälligkeitstermin der Anlage, also  $E_t(e_{t+1} | \Omega_t) < e_t$  antizipieren. Insofern lohnt sich aus Sicht eines Anlegers mit der beschriebenen Erwartungsbildung eine Arbitragestrategie, bei der er eine Anlage im Inland zum aktuellen

<sup>28</sup> Die Herleitung der Zinsparitätentheorie findet sich in jedem Standardlehrbuch zur monetären Außenwirtschaftstheorie. Die folgenden Ausführungen orientieren sich dabei an Smeets (2007).

<sup>29</sup> Zu den Hintergründen für die Ableitung sowie die mathematische Approximation sei u.a. auf Gandolfo (2004), S.50 verwiesen.

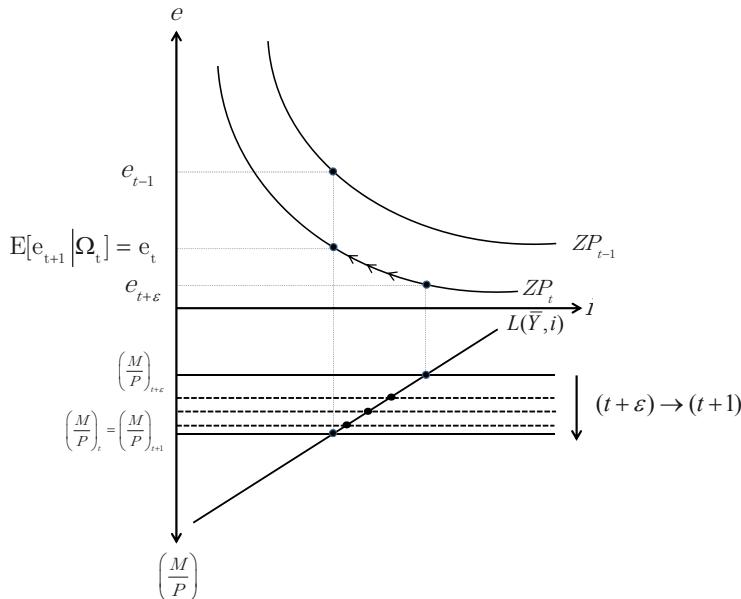
<sup>30</sup> Zur Vereinfachung sei angenommen, daß beide Erträge risikolos sind, so daß auf die Erwartungsoperatoren vor den Zinssätzen verzichtet werden kann.

Zinssatz  $i$  über einen Leerverkauf ausländischer Assets finanziert. Diese Strategie besitzt aus Sicht des Anlegers einen positiven Erwartungswert, da zum Zeitpunkt der Fälligkeit durch die erwartete Aufwertung der heimischen Währung der Ertrag der Anlage im Inland größer sein wird, als der Finanzierungsbedarf zur Bedienung des leerverkauften ausländischen Assets in heimischer Währung.<sup>31</sup> Diese Strategie beinhaltet allerdings eine Devisenmarkttransaktion zum Zeitpunkt  $t$ , da der Ertrag des Leerverkaufs des ausländischen Assets zur Anlage im Inland in die heimische Währung umgetauscht werden muß. Dadurch kommt es bereits zum Zeitpunkt der Interventionsmaßnahme unter Annahme der Signalling-Hypothese über die ungedeckte Zinsparitätentheorie zu einer Aufwertung der heimischen Währung, wie in Gleichung (3.12) ausgedrückt. Man beachte, daß sich durch die Intervention weder der heimische Zinssatz noch der ausländische Zinssatz verändert haben, sondern die Anpassung direkt über den nominalen Wechselkurs erfolgt. Diese statische Wirkung des Signalling-Kanals läßt sich auch in einem dynamischen Kontext über die Implementierung in ein monetäres Wechselkursmodell wie z.B. das von Dornbusch (1976) darstellen. Zur Veranschaulichung soll hierzu die dynamische Wechselkursentwicklung einer über den Signalling-Effekt wirkenden sterilisierten Devisenmarktintervention in einer vereinfachten graphischen Darstellung in Anlehnung an das Vier-Quadranten-Schema dieses Modellansatzes abgeleitet werden.<sup>32</sup>

Abbildung 3.2 zeigt dabei im oberen Teil die graphische Darstellung der durch Gleichung (3.12) definierten Zinsparitätengleichung aufgelöst nach dem nominalen Wechselkurs in Preisnotierung in Abhängigkeit vom inländischen Zinssatz. Der untere Teil der Grafik stellt den Geldmarkt in Abhängigkeit von der negativ vom Inlandszins abhängigen realen Geldnachfragekurve  $L(\bar{Y}, i)$  und dem realen Geldangebot  $\frac{M}{P}$  dar. Durch eine sterilisierte Devisenmarktintervention zugunsten der heimischen Währung wird bei Gültigkeit der Signalling-Hypothese eine restriktive geldpolitische Maßnahme antizipiert, was im Dornbusch-Modell zu einer Erwartungsanpassung bezüglich der zukünftigen inländischen Inflation und damit über die ebenfalls im Modell unterstellte KKP-Theorie zu einer Anpassung des erwarteten zukünftigen Wechselkurses  $E_t(e_{t+1}|\Omega_t)$  nach unten auf  $e_t$  führt. In der Grafik wird dieser Punkt durch die Verschiebung der Zinsparitätenkurve  $ZP_{t-1}$  auf  $ZP_t$  erreicht, da der erwartete Wechselkurs gemäß Gleichung (3.12) einen Lageparameter der Kurve darstellt. Insofern ist auch hier eine sofortige Anpassung des Wechselkurses infolge der sterilisierten Devisenmarktintervention zu beobachten, die nicht auf geldpolitische Effekte zurückzuführen ist, da durch die Sterilisation das inländische Geldangebot und damit das Geldmarktgleichgewicht mit dem Zinssatz  $i_t$  unverändert bleibt. Insofern kommt es hier (im Idealfall) auch nicht zu einem Überschreien des Wechselkurses. Stattdessen wird es bei tatsächlicher Durchführung der bereits zum Zeitpunkt  $t$  durch die Interventionsmaßnahme von den Wirtschaftssubjekten antizipierten restriktiven geldpolitischen Maßnahme zwischen  $t$  und  $t + 1$  nur zu einer geringen Wechselkursreaktion über die hiermit ver-

<sup>31</sup> Bei gleichen Zinssätzen mit  $i = i^* = 0,1$  und einem Anlagebetrag von 1000 sowie einem hypothetischen Wechselkurs von  $e_t = 1$  und einem erwarteten Wechselkurs von  $E_t(e_{t+1}|\Omega_t) = 0,5$  beträgt der Erwartungswert dieser Strategie  $550 > 0$ .

<sup>32</sup> Siehe hierzu z.B. (Smeets (2007), S.303f).



**Abb. 3.2** Graphische Darstellung des Signalling-Effekts im Dornbusch Modell

bundene Zinserhöhung im Inland kommen (nämlich einer weiteren geringen Aufwertung der heimischen Währung), die aber mit zunehmender Güterpreisanpassung graduell zum Niveau von  $e_t$  bis zum Zeitpunkt  $t + 1$  zurückgeführt wird.<sup>33</sup> Anhand dieser Beispiele wird somit deutlich, daß eine sterilisierte Devisenmarktintervention theoretisch eine unmittelbare und permanente Beeinflussung der Wechselkursentwicklung über den Signalling-Kanal auslösen kann.

### 3.3.3 Konzeptionelle Bewertung und empirische Relevanz

Trotz der theoretisch abgeleiteten potentiellen Effektivität der beiden zuvor betrachteten Wirkungskanäle sterilisierter Devisenmarktintervention, sind diese im Hinblick auf ihre jeweilige konzeptionelle Gestaltung in einigen wesentlichen Aspek-

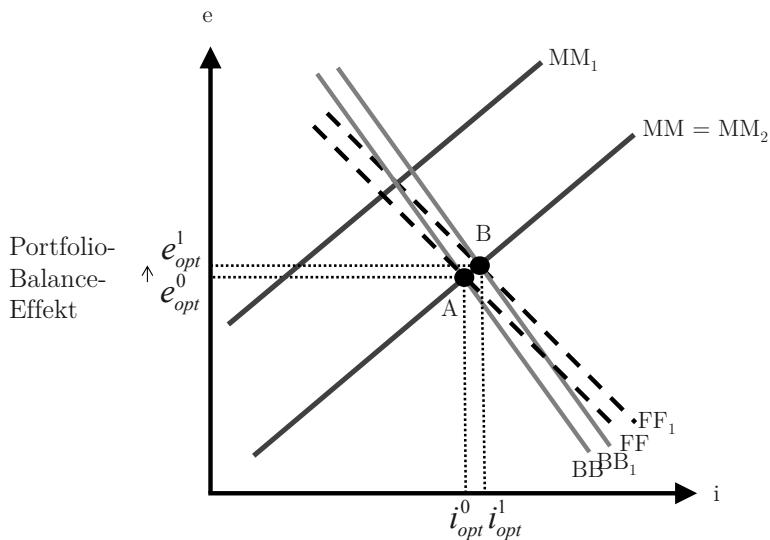
<sup>33</sup> Eine weitere Verschiebung der Kurve durch eine Erwartungsänderung des Wechselkurses oder eine Veränderung des ausländischen Zinsniveaus wird hierbei ausgeschlossen.

ten äußerst kritisch zu beurteilen. Für den Portfolio-Balance-Kanal können in diesem Zusammenhang zwei Gründe angeführt werden, die eine signifikante Beeinflussung der Wechselkursentwicklung in der Praxis über diesen Wirkungskanal als zweifelhaft erscheinen lassen. Zum einen ist die Wirksamkeit der Intervention unmittelbar an das Volumen der Interventionsmaßnahme geknüpft, denn entscheidend für die quantitative Ausprägung der Wechselkursbeeinflussung ist gemäß der theoretischen Ableitung im Portfolio-Modell die Veränderung des Angebots an in- bzw. ausländischen Bonds  $B^S$  und  $B^{*S}$ . Je größer das Interventionsvolumen ist, umso größer ist auch der Effekt auf diese beiden Lageparameter der Gleichgewichtskurven der zugehörigen Assetmärkte in Abbildung 3.1. Da der Wechselkursänderungseffekt umso größer ist, je stärker die beiden Kurven verschoben werden, ergibt sich die besagte Abhängigkeit vom Interventionsvolumen. In Anbetracht des begrenzten finanziellen Spielraums, der einer Notenbank zur Durchführung von Devisenmarktoperationen zur Verfügung steht, gerade im Vergleich zum Gesamtvolumen des in- und ausländischen Assetangebots, stellt dies eine nicht unerhebliche Beschränkung der zu erwartenden Effektivität der Interventionsmaßnahmen zur Wechselkurssteuerung dar. Selbst eine theoretisch volumenmäßig unbegrenzt mögliche Intervention zugunsten der ausländischen Währung wird praktisch dadurch ausgeschlossen, daß selbst eine mittelfristige Sterilisation dieser Maßnahme aufgrund der begrenzten Aufnahmefähigkeit von inländischen Bonds durch die heimischen Kreditinstitute nicht möglich ist.<sup>34</sup>

Zum anderen hängt die Wirkung des Portfolio-Balance-Kanals entscheidend von Richtung und Ausmaß des Unterschieds zwischen den Zinselastizitäten der inländischen und ausländischen Bondnachfrage in Bezug auf den inländischen Zinssatz ab, der durch die Annahme der begrenzten Substituierbarkeit der beiden Assetklassen begründet wird. Das in der Analyse des Portfolio-Modells unterstellte Szenario, daß die inländischen Anleger eine Präferenz ggü. den heimischen Assets besitzen, wird aber weder innerhalb des Modells noch durch eine exogene theoretische Überlegung gerechtfertigt sondern stellt allenfalls eine Plausibilitätsannahme dar. Empirische Untersuchungen, die das Phänomen der Substituierbarkeit untersuchen, lassen darauf schließen, daß allenfalls eine äußerst begrenzte Präferenz für heimische Assets bei institutionellen internationalen Anlegern zu beobachten ist. Je geringer jedoch der Unterschied in der Zinselastizität zwischen in- und ausländischen Assets ist, desto ähnlicher werden die Steigungen der *BB*- und der *FF*-Kurve in Abbildung 3.1. Daraus ergibt sich jedoch, daß bei einem gleichbleibenden Interventionsvolumen der Effekt auf den Wechselkurs umso geringer ausfällt, wie Abbildung 3.3 zeigt.

Der hierbei zu beobachtende minimale Effekt der sterilisierten Interventionsmaßnahme auf die Wechselkursentwicklung erklärt sich ökonomisch dadurch, daß aufgrund der geringen Präferenzunterschiede zwischen in- und ausländischen Assets die optimale Portfoliowahl hauptsächlich durch die Wahl zwischen Bondhaltung im Allgemeinen auf der einen und Geldhaltung auf der anderen Seite charakterisiert ist. Durch die mit der Interventionsmaßnahme verbundene Erhöhung

<sup>34</sup> Eine Intervention zugunsten der ausländischen Währung kann deswegen theoretisch ein unendlich großes Volumen umfassen, da eine Zentralbank heimische Währung in unendlicher Höhe zur Finanzierung dieser Intervention ausgeben kann.



**Abb. 3.3** Portfolio-Balance-Effekt mit hohem Grad an Substituierbarkeit in- und ausländischer Assets

des inländischen Bondangebots bei gleichzeitiger Reduzierung des ausländischen Bondangebots ergibt sich dementsprechend lediglich die Notwendigkeit zusätzliche inländische Bonds zugunsten ausländischer Bonds in das Portfolio aufzunehmen, wobei die Kompensation über die nutzenrelevanten Parameter nominaler Wechselkurs und inländischer Zinssatz zur Akzeptanz dieser Portfolioumschichtung von Seiten der privaten Anleger deutlich geringer ausfällt als in Abbildung 3.1. D.h., in Abbildung 3.3 wird sich der relative Anteil der inländischen Bondhaltung um fast genau den Faktor erhöhen, um den die ausländische Bondhaltung zurückgeht (also fast ein 1:1-Tausch stattfinden), ohne daß sich hieraus eine signifikante Veränderung des Gesamtnutzens des neuen optimalen Portfolios im Vergleich zum Portfolio vor der wirtschaftspolitischen Maßnahme Devisenmarktintervention ergibt. Für den Fall der vollkommenen Substituierbarkeit reduziert sich die optimale Portfoliowahl demnach auf die Frage der Assethaltung vs. Geldhaltung. Da hier durch eine sterilisierte Intervention lediglich die Zusammensetzung des Gesamtassetangebots dahingehend verändert wird, daß inländische durch ausländische Assets substituiert werden (oder umgekehrt), verändert sich die optimale Portfoliowahl nicht und ein Portfolio-Balance-Effekt tritt nicht auf.<sup>35</sup> Ein weiteres Problem hierbei stellt die Tatsache

<sup>35</sup> Graphisch entspricht diese Situation dem Fall, daß BB- und FF-Kurve identisch verlaufen.

dar, daß ohne eine genaue Prüfung der Anleger-Präferenz von Seiten der Zentralbank eine sterilisierte Devisenmarktintervention zugunsten der ausländischen Währung in eine Aufwertung der heimischen Währung umschlagen kann, wenn die Anleger im Gegensatz zu den zuvor unterstellten Fällen eine Präferenz zugunsten der Anlage in ausländischen Aktiva besitzen, wie in Abbildung 3.4 veranschaulicht.

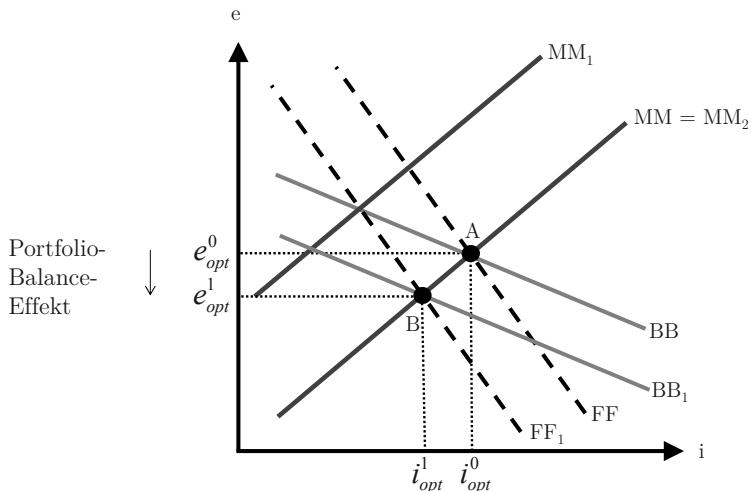


Abb. 3.4 Umkehrung des Portfolio-Balance-Effektes bei Präferenz für ausländische Assets

Insofern steht eine Zentralbank vor dem Dilemma, die Anlagepräferenzen der Wirtschaftssubjekte richtig zu antizipieren, um über den Portfolio-Balance-Effekt eine effektive und zielgerichtete Steuerung der Wechselkursentwicklung zu erreichen.<sup>36</sup>

Obwohl diese konzeptionellen Probleme nur im Rahmen eines stark vereinfachten und komparativ statisch modellierten Portfolio-Modells aufgezeigt wurden, lassen sich diese Aspekte auch auf die Erweiterung des Modells um rationale Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte bzw. durch die Betrachtung eines dynamischen Modellrahmens wie z.B. in Branson (1981) übertragen.

Dies läßt den Schluß zu, daß eine Beeinflussung des Wechselkurses über den Portfolio-Balance-Kanal im Rahmen von sterilisierten Devisenmarktinterventionen in der Praxis keine Relevanz besitzt, da die Voraussetzungen für eine signifikant meß-

<sup>36</sup> Die Annahme, daß Anleger in bestimmten Situationen ausländische Aktiva bevorzugen ist dabei keinesfalls abwegig und insbesondere für kleinere Volkswirtschaften mit instabilen politischen Rahmenbedingungen relevant.

bare Wirksamkeit dieses Kanals nicht vorliegen. In diesem Zusammenhang lassen sich auch die eher ernüchternden empirischen Resultate im Hinblick auf den Nachweis eines Portfolio-Balance-Effektes erklären. So wird u.a. in Edison (1993) aufgezeigt, daß eine Bestätigung des Portfolio-Balance-Kanals allenfalls in geringem Umfang für einen sehr kurzen Zeitraum gelingt, in den meisten Fällen jedoch komplett scheitert.

Im Gegensatz zum Portfolio-Balance-Kanal spielt bei der Bewertung des Signalling-Kanals die konkrete theoretische Modellierung eine eher untergeordnete Rolle, da sowohl monetäre Modellsätze mit rigiden oder flexiblen Güterpreisen als auch Portfolio-Modelle mit rationaler Erwartungsbildung potentiell eine effektive Wechselkursbeeinflussung über diesen Wirkungskanal theoretisch ausüben können. Zudem besitzt der Signalling-Kanal den Vorteil, daß das Ausmaß der Wechselkursbeeinflussung prinzipiell unabhängig von der Interventionshöhe ist, was eine entscheidende Schwachstelle des Portfolio-Kanals darstellt.<sup>37</sup>

Andererseits kann aber die für die Wirksamkeit des Signalling-Kanals essentielle Signalling-Hypothese nicht endogen in einem makroökonomischen Modellrahmen analysiert werden, da dort die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte durch die jeweiligen Annahmen vorgegeben wird. Insofern funktioniert der Signalling-Kanal wie am Beispiel der graphischen Analyse des Dornbuschmodells aufgezeigt, nur deswegen, weil die entsprechende Signalwirkung der Intervention sowohl qualitativ wie quantitativ definiert wird.

Der Zusammenhang zwischen Erwartungsbildungsprozeß, Signalwirkung der Intervention und resultierender zukünftiger Wechselkurserwartung bleibt dagegen vollkommen unberücksichtigt. Dieser konzeptionelle Schwachpunkt lässt sich an dem Beispiel in Abbildung 3.2 veranschaulichen. Die hier unterstellte Wirkung der sterilisierten Intervention auf den Wechselkurs zum Zeitpunkt  $t$  hängt vor dem Hintergrund der Modellannahmen nicht nur von der qualitativen Richtigkeit der Signalling-Hypothese, daß eine Intervention zugunsten der heimischen Währung eine restriktive Geldpolitik nach sich zieht, ab, sondern auch von der Glaubwürdigkeit dieses Signals sowohl in zeitlicher Hinsicht als auch in Bezug auf das zu erwartende Volumen der geldpolitischen Anpassung innerhalb des Erwartungshorizonts. Letzteres ist Voraussetzung dafür, daß der im Beispiel erwartete Wechselkurs  $e_t$  tatsächlich dem langfristigen kaufkraftparitätschen Wechselkurs nach der Durchführung der restriktiven Geldpolitik und der Anpassung des Güterpreisniveaus im Dornbuschmodell entspricht, denn die Höhe der geldpolitischen Intervention bestimmt maßgeblich die Veränderung des heimischen Preisniveaus und damit auch unmittelbar die Entwicklung des langfristigen Wechselkurses gemäß der hier geltenden KKP. Die diesbezüglich notwendige konkrete Beziehung zwischen Interventionshöhe und zukünftigem geldpolitischem Effekt in Form einer konkreten funktionalen Ausgestaltung innerhalb des Erwartungsbildungsprozesses

<sup>37</sup> Die Signalling-Hypothese nach Mussa (1981) unterstellt lediglich eine qualitative Signalwirkung einer Devisenmarktintervention bezüglich der zukünftigen Geldpolitik, keine quantitative in dem Sinne, daß der zu erwartende geldpolitische Effekt der Höhe des (sterilisierten) Interventionsvolumens entspricht.

$\Omega_t$  gemäß Gleichung (3.13) ist jedoch nicht Bestandteil des Modells, so daß die resultierende Dynamik als rein hypothetisch angesehen werden kann.<sup>38</sup>

Eine konkrete Modellierung des Erwartungsbildungsprozesses, die eine endogene Implementierung des Signalling-Effektes ermöglicht, scheitert an der mathematischen Umsetzbarkeit zumindest unter der Prämisse vollständiger Rationalität, wie z.B. in Reeves (1997) gezeigt.<sup>39</sup> Insofern ist die theoretische Fundierung des Signalling-Kanals auf die hypothetische Wirksamkeit nur unter angenommener Korrektheit der von Mussa (1981) postulierten Signalling-These beschränkt. Die Tatsache, daß für die Gültigkeit dieser Hypothese die Glaubwürdigkeit einer sterilisierten Interventionsmaßnahme in Bezug auf die zukünftige geldpolitische Strategie schon allein dadurch kompromittiert wird, daß durch die Sterilisation der entsprechende Geldmengeneffekt neutralisiert wird, läßt zusätzliche Zweifel an der praktischen Wirksamkeit dieses Transmissionskanals aufkommen.

Eine empirische Überprüfung der Signalling-Hypothese sollte daher konsequenter Weise zunächst an der zentralen Prämisse dieses Wirkungskanals ansetzen, nämlich ob Devisenmarktintervention Informationen über zukünftige geldpolitische Entwicklungen enthalten und ob diese von den Wirtschaftssubjekten im Sinne der Mussa-Hypothese interpretiert werden. Zu den wichtigsten ökonometrischen Studien in diesem Zusammenhang zählen u.a. Klein und Rosengren (1991), Kaminsky und Lewis (1996) sowie Fatum und Hutchison (1999). Im Ergebnis weisen dabei alle drei Studien, trotz erheblicher Unterschiede in Bezug auf die verwendeten Datensätze und die ökonometrischen Verfahren darauf hin, daß die Signalling-Hypothese von Mussa verworfen werden kann und damit eine Beeinflussung des Wechselkurses über sterilisierte Devisenmarktintervention über diesen Kanal höchst fraglich erscheint. Kaminsky und Lewis (1996) finden darüber hinaus Hinweise darauf, daß die Interventionsmaßnahmen der Fed sogar eine signifikant negative Vorhersagequalität auf ihre zukünftige geldpolitische Ausrichtung aufweist, also daß eine Intervention zugunsten der heimischen Währung auf eine zukünftig expansivere Geldpolitik hinweist. Lediglich bei Dominguez (1992) wird eine signifikant positive Beziehung zwischen Interventionstätigkeit und zukünftiger geldpolitischer Ausrichtung der Notenbank – allerdings in einem sehr begrenzten Zeitfenster – nachgewiesen. Ihre Analyse bestätigt dabei auch den zweiten Teil der Mussa-Hypothese, daß die Beeinflussung der Erwartungen der Wirtschaftssubjekte durch die Intervention in die postulierte Richtung weist.<sup>40</sup>

<sup>38</sup> Im Modellrahmen wäre eine rein qualitative Beeinflussung durch den Signalling-Kanal, ohne genaue Kenntnis der Wirtschaftssubjekte hinsichtlich des Ausmaßes der restriktiven Geldpolitik aufgrund der vollständig rationalen Erwartungsbildung nicht mit den Modellannahmen kompatibel.

<sup>39</sup> Neben dem Problem multipler Gleichgewichte ist dabei auch die Konsistenz der Erwartungsbildung in der Regel nicht zu gewährleisten.

<sup>40</sup> Ein möglicher Grund für die Widersprüchlichkeit in den Ergebnissen zwischen der Studie von Dominguez (1992) und den anderen Studien mag in der Verwendung unterschiedlicher ökonometrischer Verfahren und der bereits angesprochenen Diskrepanz in den zugrundeliegenden Datensätzen zu finden sein. Für einen detaillierteren Überblick sei erneut auf Edison (1993) verwiesen.

Eine alternative Vorgehensweise zur Überprüfung des Signalling-Kanals, stellt eine direkte Schätzung des Zusammenhangs zwischen Devisenmarktintervention und Wechselkursentwicklung dar.<sup>41</sup> Zu diesen Studien gehören u.a. Humpage (1989) sowie Dominguez und Frankel (1993a). Beide Studien können dabei eine zumindest kurzfristig signifikante Beeinflussung des Wechselkurses in Folge einer Devisenmarktintervention feststellen.<sup>42</sup> Dieses Ergebnis mag aufgrund der eher fragwürdigen empirischen Fundierung des Zusammenhangs zwischen Signalwirkung der Intervention und tatsächlicher zukünftiger Geldpolitik auf den ersten Blick überraschen. Allerdings beziehen sich die überzeugendsten Ergebnisse auf Datensätze, die einen Zeitraum der gemeinsamen Interventionstätigkeit aller G5 Zentralbanken in Folge des Plaza-Abkommens abdecken. Die Vermutung liegt daher nahe, daß der beobachtete Effekt weniger durch den Signalling-Kanal (oder einen Portfolio-Balance-Effekt) ausgelöst wurde, sondern vielmehr einer Kombination verschiedener anderer Einflußfaktoren zuzuschreiben ist.<sup>43</sup> Als ein solcher Einflußfaktor läßt sich allen voran die gemeinsame Interventionstätigkeit aller G5 Notenbanken im US-Dollar-Markt charakterisieren.

Hieran anknüpfend wurde in der empirischen Forschung die Frage aufgeworfen, ob die Effektivität von sterilisierten Devisenmarktintervention im Rahmen einer gemeinsamen Interventionstätigkeit zwischen mindestens zwei Zentralbanken tendenziell eher abzuleiten ist. Sowohl Humpage (1989) als auch Dominguez (1991) berücksichtigen diesen Aspekt in ihrer Analyse, kommen jedoch zu unterschiedlichen Ergebnissen. Humpage (1989) ebenso wie Humpage und Osterberg (1992) finden keinen signifikanten Unterschied zwischen gemeinsamen Interventionen und solchen die nicht in Absprache mit anderen Notenbanken praktiziert wurden, Dominguez (1991) dagegen schon. Es bleibt somit festzuhalten, daß auch über diese zusätzliche Differenzierung in der ökonometrischen Analyse kein eindeutiger Beleg für die Existenz eines Signalling-Kanals abgeleitet werden kann.

---

<sup>41</sup> D.h., ähnlich wie im Beispiel in Abbildung 3.2 wird hier die Gültigkeit der Signalling-Hypothese vorausgesetzt.

<sup>42</sup> Der größte Unterschied zwischen den Arbeiten liegt in der Konzeption des unterlegten theoretischen Modells. So unterstellt Humpage (1989) vollständige Substituierbarkeit zwischen ausländischen und inländischen Assets, was einen Portfolio-Balance-Effekt ausschließt. Dominguez und Frankel (1993a) wiederum separieren den Gesamteffekt auf den Wechselkurs in Portfolio-Balance-Effekt und Signalling-Effekt. Für eine explizititere Darstellung ihrer Vorgehensweise sei auf Dominguez und Frankel (1993b) verwiesen.

<sup>43</sup> Diese These wird u.a. von Eijffinger und Grijters (1991) aufgestellt.

### 3.4 Zwischenfazit

Die vorangegangenen Ausführungen haben aufgezeigt, daß der Analyse der Wirksamkeit von Devisenmarktintervention im Rahmen einer makroökonomischen Modellierung enge Grenzen gesetzt sind. Konkret lassen sich die bisherigen Überlegungen zu den traditionellen (makroökonomischen) Ansätzen somit wie folgt zusammenfassen:

- Nicht sterilisierte Devisenmarktintervention werden aus theoretischer Sicht als wirksames Instrument zur (dauerhaften) Beeinflussung des Wechselkurses eingeschätzt. Ihre Wirkung wird aus den traditionellen monetären Transmissionsmechanismen abgeleitet.
- Empirische Studien waren allerdings kaum in der Lage, die theoretisch abgeleitete Wirksamkeit und die zu Grunde liegenden Wechselkurstheorien zu bestätigen.
- Sterilisierte Devisenmarktintervention können – wenn überhaupt – nur über andere Transmissionskanäle eine Wirkung auf die Wechselkursentwicklung entfalten. Hierzu wurden im Rahmen makroökonomischer Ansätze der Portfolio-Balance-Kanal sowie der Signalling-Kanal theoretisch konzipiert.
- Allerdings weisen sowohl der Portfolio-Balance- als auch der Signalling-Kanal erhebliche konzeptionelle Mängel auf, so daß ihre theoretisch unterstellte Wirkungsweise im Rahmen empirischer Studien niemals direkt und nur in Einzelfällen indirekt nachgewiesen werden konnte.

Vor dem Hintergrund dieser ernüchternden Ergebnisse der traditionellen makroökonomischen Analyse der Wechselkursentwicklung im Allgemeinen und der Wirkung von Devisenmarktintervention auf diese im Besonderen soll im weiteren Verlauf der Arbeit die Frage der Effektivität von Devisenmarktintervention unter Berücksichtigung eines sich konzeptionell hiervon klar abgrenzenden neuen Ansatzes zur Erklärung der Preisdynamik am Devisenmarkt untersucht werden. Als Leitmotiv sollen dazu folgende – als Frage formulierte – (Arbeits-)Hypothesen überprüft werden:

1. *Lassen sich für die bereits bekannten Wirkungskanäle von sterilisierten Devisenmarktintervention – den Signalling-Kanal und den Portfolio-Balance-Kanal – neue Wirkungsweisen vor dem Hintergrund des Mikrostrukturansatzes zur Wechselkursentwicklung ableiten und ökonometrisch nachweisen?*
2. *Existieren darüber hinaus andere Wirkungskanäle, die den Einfluß (sterilisierter) Devisenmarktintervention auf die Wechselkursentwicklung theoretisch begründen und empirisch belegen können?*
3. *Welchen Einfluß hat der Sterilisationsgrad interventionsbedingter Geldmengeneffekte auf die Wechselkursentwicklung im Rahmen mikrostruktureller Modellansätze?*

Basierend auf diesen Überlegungen sollen im Folgenden die Grundlagen dieses neuen Ansatzes zur Wechselkurserklärung dargelegt werden.

# **Kapitel 4**

## **Mikrostrukturelle Erklärung der Preisbildung am Devisenmarkt**

### **4.1 Wechselkursbildung in der Praxis der Finanzmärkte**

Die Tatsache, daß die im letzten Kapitel vorgestellten makroökonomischen Wechselkursmodelle die spezifischen Charakteristika des Devisenmarktes ausblenden, legte jedoch das Fundament für einen konzeptionell neuen Ansatz zur Wechselkurserklärung, dessen Kern die Modellierung eben dieser „Black-Box“ bildet. Im Unterschied zur Weitwinkelperspektive der makroökonomischen Ansätze wird hier der Fokus der Analyse auf die Anpassungsprozesse am Devisenmarkt selbst gelegt.

Folglich wird dabei eine wesentlich einfacheren Form der Preisbildung unterstellt, welche sich in der Tradition der klassischen Marktanalyse als Marktergebnis in Abhängigkeit von der Marktstruktur und dem Marktverhalten am Devisenmarkt ableiten läßt. Vereinfacht ausgedrückt liegt diesem Ansatz die Idee zugrunde, daß sich der Wechselkurs als Endprodukt aus den Aktionen der Devisenmarktteilnehmer, unter Berücksichtigung der institutionellen Rahmenbedingungen des Devisenhandels und der sich daraus ergebenden Informationsstruktur, ergibt. Somit wird der tatsächlichen Preisbildungs- bzw. Handelspraxis am Devisenmarkt Rechnung getragen, indem die Wechselkursentwicklung durch die Modellierung eben jener Handelspraxis theoretisch analysiert wird. Dieses als Marktmikrostrukturansatz bezeichnete Vorgehen zur Analyse der Preisdynamik auf Finanzmärkten geht zurück auf Garman (1976) und wurde zunächst u.a. von Stoll (1978) sowie Ho und Stoll (1981) auf den amerikanischen Bondmarkt angewandt. Angestoßen wurde die Entwicklung des Mikrostrukturansatzes ebenfalls durch schlechte Prognoseeigenschaften und eine äußerst mäßige empirische Performance bestehender (meist ebenfalls makroökonomisch motivierter) Modelle zur Erklärung der Preisbildung auf diesem Finanzmarkt. Eine vergleichbare Problematik ergab sich auch im Bereich der Aktienmärkte, so daß die Anwendung des Mikrostrukturansatzes auch im Rahmen dieses Finanzmarktes angefangen mit Holthausen et al. (1990) und Hasbrouck (1991) vielversprechend erschien.

Ein wesentlicher Vorteil der mikrostrukturellen Erklärung der Preisdynamik besteht hierbei in der möglichen Berücksichtigung nicht-rationaler Verhaltensweisen

der Finanzmarktakteure. Als Anhaltspunkt für irrationales Marktverhalten werden in der Literatur insbesondere zwei Aspekte angeführt. Zum einen, daß die fehlende (schwache) Markteffizienz sowie eine beobachtbare Überschußvolatilität an Aktienmärkten auf irrationales Verhalten der Marktteilnehmer zurückgeführt werden kann, wie z.B. Shleifer und Summers (1990) argumentieren. Zum anderen lassen Befragungen von Aktienhändlern bezüglich ihres Entscheidungsverhaltens am Markt den Schluß zu, daß marktpreisbeeinflussende Aktionen der Finanzmarktakteure vornehmlich durch einfache Daumenregeln wie z.B. charttechnische Handelsstrategien oder Erfahrungs- und Lernprozesse charakterisiert werden können, anstatt einer streng rationalen, an Fundamentaldaten orientierten Erwartungsbildung zu entsprechen (Cheung und Chinn, 2001). Diese Beobachtungen begründeten das Entstehen der sog. Behavioural-Finance-Ansätze in der Finanzmarktanalyse, welche maßgeblich mit den Arbeiten Kahnemans und Tverskys verbunden sind.<sup>1</sup>

Das Problem aller Behavioural-Finance-Ansätze besteht aber in der Unvereinbarkeit derartiger Verhaltensannahmen mit den klassischen, nicht-strategischen Modellen zur Preisentwicklung an Finanzmärkten.<sup>2</sup> Eine Implementierung dieser Ansätze in eine mikrostrukturelle Modellierung des Devisenmarktes wie z.B. in Westerhoff (2003) ist dagegen verhältnismäßig einfach umsetzbar.<sup>3</sup> Die Betrachtung der Mikrostruktur eines Finanzmarktes zur Erklärung der zugehörigen Preisentwicklung stellt somit einen ebenso einfachen wie flexibel ausgestaltbaren Modellansatz dar, dessen Prinzip auch auf den Devisenmarkt übertragbar scheint, indem im Unterschied zu den makroökonomischen Ansätzen der Wechselkurserklärung, der finanzmarkttheoretische Aspekt des Devisenhandels in den Fokus der Analyse gerückt wird.

#### *4.1.1 Rahmendaten und Marktabgrenzung des Devisenmarktes*

Die Voraussetzung für die Übertragung des Mikrostrukturansatzes auf den Devisenmarkt stellt somit die Charakterisierung des eigentlichen Finanzmarktgeschehens dar, das im Rahmen der makroökonomischen Ansätze komplett ausgeblendet wird. Als erster Anhaltspunkt für eine solche Charakterisierung erscheint es sinnvoll, zunächst unter Verwendung deskriptiver Statistiken eine zielgerichtete Marktabgrenzung des Devisenhandels in der Praxis zu erstellen, um im Folgenden die institutionelle und informationstheoretische Struktur des Devisenmarktes zu erfassen.

<sup>1</sup> Deren berühmtester Beitrag stellt sicherlich die Formulierung der Prospekttheorie in Kahneman und Tversky (1979) dar.

<sup>2</sup> Eine Ausnahme bildet in diesem Zusammenhang das Modell bei Frankel und Froot (1991). Allerdings wird hier der Implementierung der nicht rationalen Erwartungsbildung die komplett makroökonomische Komponente der Wechselkursbeeinflussung geopfert, wodurch die Problematik ebenfalls deutlich wird.

<sup>3</sup> O'Hara (2000) bietet einen umfassenden, allgemeinen Überblick zu der Anwendung des Markt-mikrostrukturansatzes auf Aktien- und Bondmärkten. Auch werden hier ausführlich die Vorteile dieser Modellierung der Preisbildung auf Finanzmärkten diskutiert.

sen. Als problematisch erweist sich dabei jedoch die Tatsache, daß aussagekräftige Datensätze über die Aktivitäten am Devisenmarkt kaum existieren. Die große Ausnahme bilden in diesem Zusammenhang die im 3-Jahres-Rhythmus erhobenen Umfragen der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIS) bei den wichtigsten Zentralbanken bezüglich der Devisenmarkttätigkeiten der jeweiligen Geschäfts- und Notenbanken. Mit Bezug auf das jüngste sog. „Triennial Central Bank Survey“ (TCBS), wird der Devisenmarkt als weltweit umsatzstärkster Finanzmarkt mit einem Tagesvolumen von ca. 3,981 Billionen US-Dollar ausgewiesen (BIS, 2010).<sup>4</sup>

Gesamtumsatz am Devisenmarkt					
Tägliche Durchschnittswerte in Milliarden US-Dollar des Monats April					
Marktsegment/Laufzeit	1998	2001	2004	2007	2010
<b>Gesamt</b>	<b>1527</b>	<b>1239</b>	<b>1934</b>	<b>3324</b>	<b>3981</b>
Kassatransaktionen	568	386	631	1005	1490
Termingeschäfte	128	130	209	362	475
Bis 7 Tage	65	51	92	154	219
Über 7 Tage	62	80	116	208	256
Devisenswapgeschäfte	734	656	954	1714	1765
Bis zu 7 Tage	528	451	700	1329	1304
Über 7 Tage	202	204	252	382	459
Währungsswaps	10	7	21	31	43
Andere	87	60	119	212	207
<i>Memo:</i>					
<i>Gesamtumsatz auf Basis des US-Dollar-Wechselkurses in 2010</i>	1705	1505	2040	3370	3981
<i>Geschätzte Lücken in der Berichterstattung</i>	49	30	116	152	144

Quelle: BIS Triennial Survey (2010, S. 7).

**Abb. 4.1** Entwicklung des Gesamtumsatzes und Aufteilung nach Segmenten am Devisenmarkt gemäß TCBS 2010

Diese Aufstellung umfaßt allerdings sämtliche Devisengeschäfte, also neben den im makroökonomischen Kontext im Vordergrund stehenden Kassamarkt Aktivitäten auch Termin- und Swap-Geschäfte verschiedener Währungspaare, wie aus Abbildung 4.1 ersichtlich. Da die Betrachtung der Wechselkursentwicklung traditionell auf Basis des Kassamarktes erfolgt, sind somit letztgenannte Geschäftstypen im Sinne einer zielorientierten Marktabgrenzung zu vernachlässigen. Werden diese Devisenmarkttransaktionen herausgerechnet, so bezieht sich der Gesamtumsatz auf dem Devisenkassamarkt immer noch auf 1,490 Billion US-Dollar Tagesumsatz, also mehr als einem Drittel des Gesamtumsatzes am Devisenmarkt. Dieses im Vergleich zu Equity-Märkten überaus große Umsatzvolumen erklärt sich zum einen aus der Tatsache, daß Geschäfte am Devisenmarkt sowohl reine Finanztransaktionen darstellen als auch (im Gegensatz z.B. zu Aktiengeschäften) einen realwirtschaftlichen

<sup>4</sup> Das „Triennial Central Bank Survey“ wird seit 1995 erhoben. Die hier betrachtete Befragung erfolgte auf Grundlage der Devisemarktaktivitäten im Monat April des Jahres 2010. Die Tagesumsätze ergeben sich dabei als Durchschnittswerte für diesen Betrachtungszeitraum. Für weitere Hintergründe zum „TCBS“ sei auf die Homepage der BIS, [www.bis.org](http://www.bis.org), verwiesen.

Hintergrund aufweisen können, woraus sich das höhere Transaktionsvolumen ableiten läßt. Zum anderen unterscheidet sich der Devisenmarkt durch seine dezentrale Handelsstruktur von den meisten Aktien- oder Bondmärkten. Während auf diesen (kassa-)kursrelevante Transaktionen nur in einem vom jeweiligen Börsenplatz abhängigen Zeitraum in einem hierfür installierten Handelssystem möglich sind<sup>5</sup>, finden Devisenmarkttransaktionen weltweit und rund um die Uhr (mit Ausnahme der Wochenenden) statt. Dementsprechend ist der Devisenmarkt als ein globaler Finanzmarkt anzusehen. Diesem Umstand wird in der Berücksichtigung des weltweiten Umsatzes im „TCBS“ Rechnung getragen, wodurch sich die relative Größe des Devisenmarktumsatzes im Vergleich zu zentralisierten Finanzmärkten erklären läßt.<sup>6</sup>

Von größerer Bedeutung für die Marktabgrenzung als die absolute Höhe des Marktvolumens der weltweiten Devisenmarkttransaktionen ist jedoch die relative Aufteilung dieser Transaktionen auf einzelne Währungen und Währungspaare. Abbildung 4.2 stellt die Anteile der meistgehandelten Währungen am gesamten Handel am Devisenmarkt seit der ersten Erhebung des „TCBS“ dar. Hieraus wird ersichtlich, daß der US-Dollar mit einem Anteil von fast 85 Prozent eine herausragende Stellung bei den Transaktionsvolumina am Devisenmarkt einnimmt. Neben dem US-Dollar hat sich der Euro als Nachfolger der DM als zweitwichtigste Transaktionswährung vor dem Japanischen Yen und dem Britischen Pfund etabliert.

Auffällig ist dabei die Tatsache, daß der Anteil des Euros mit 39,1 Prozent in 2010 noch niedriger ist, als der Anteil der DM im Jahr 1992 mit 39,6 Prozent. Dies ist zum einen auf den mit der Europäischen Währungsunion einhergehenden Wegfall des Handels in nationalen Währungen innerhalb des EWS zurückzuführen, in dem die DM als wichtigste Einzelwährung an den meisten Transaktionen beteiligt war.<sup>7</sup> Zum anderen hat sich die Zahl der am Triennial-Survey teilnehmenden Zentralbanken seit 1992 kontinuierlich auf 53 im Jahr 2010 erhöht, so daß automatisch ein größeres Portfolio an Währungen berücksichtigt wird und somit der Anteil einer einzelnen Währung tendenziell zurückgehen wird.<sup>8</sup>

<sup>5</sup> Für den Börsenplatz Frankfurt wird z.B. das Xetra-System genutzt, welches Aktienhändlern an Werktagen zwischen 9:00 Uhr und 17:30 Uhr MEZ zur Verfügung steht. Der traditionelle Parkett-handel, welcher zunehmend an Bedeutung verliert und per se an den jeweiligen Börsenplatz und dessen Bestimmungen gebunden ist, findet zwischen 9:00 Uhr und 20 Uhr statt.

<sup>6</sup> Dennoch wird im „TCBS“ auch die Aufteilung des globalen Devisenmarktumsatzes auf einzelne Länder erfaßt. Dort wird das Vereinigte Königreich als mit Abstand bedeutendster Umschlagplatz für Devisenmarkttransaktionen mit einem 37-prozentigem Anteil am weltweiten Devisenmarktumsatz (bezogen auf alle Devisenmarkttransaktionen) vor den USA mit 18 Prozent im April 2010 ausgewiesen (BIS (2010), S.16). Von Bedeutung ist diese geografische Zuordnung von Devisenmarkttransaktionen in erster Linie für die Beurteilung der allgemeinen Attraktivität von Finanzplätzen.

<sup>7</sup> Gerade in der EWS-Krise von 1992 bis 1993 wurden durch die Interventionsverpflichtungen der Notenbanken im EWS bei der damaligen Aufwertungstendenz der DM ggü. allen anderen EWS-Währungen Anreize zur Spekulation von privater Seite die zu einem höheren Volumen des DM-Handels in dieser Periode tendenziell beigetragen haben.

<sup>8</sup> Diese Entwicklung spiegelt sich nicht zuletzt auch am langsam abnehmenden Anteil des US-Dollars in dieser Auflistung seit 2001 wider.

Verteilung der Währungen am Gesamtumsatz auf dem Devisenmarkt							
	Prozentuale Anteile am durchschnittlichen Tagesumsatz im April						
Währung	1992	1995	1998	2001	2004	2007	2010
US-Dollar	82.0	83.3	86.8	89.9	88.0	85.6	84.9
Euro				37.9	37.4	37.0	39.1
Deutsche Mark	39.6	36.1					
Französischer Franc	3.8	7.9					
ECU und andere EWS-Währungen	11.8	15.7					
Japanischer Yen	23.4	24.1	21.7	23.5	20.8	17.2	19.0
Britisches Pfund	13.6	9.4	11.0	13.0	16.5	14.9	12.9
Australischer Dollar	2.5	2.7	3.0	4.3	6.0	6.6	7.6
Schweizer Franken	8.4	7.3	7.1	6.0	6.0	6.8	6.4
Kanada Dollar	3.3	3.4	3.5	4.5	4.2	4.3	5.3
Hongkong-Dollar			1.0	2.2	1.8	2.7	2.4
Schwedische Krone			0.3	2.5	2.2	2.7	2.2
Neuseeland-Dollar			0.2	0.6	1.1	1.9	1.6
Südkoreanischer Won			0.2	0.8	1.1	1.2	1.5
Singapur-Dollar			1.1	1.1	0.9	1.2	1.4
Norwegische Krone			0.2	1.5	1.4	2.1	1.3
Mexikanischer Peso			0.5	0.8	1.1	1.3	1.3
Indische Rupie			0.1	0.2	0.3	0.7	0.9
Russischer Rubel			0.3	0.3	0.6	0.7	0.9
Chinesischer Renminbi			0.0	0.0	0.1	0.5	0.9
Polnischer Zloty			0.1	0.5	0.4	0.8	0.8
Türkische Lira				0.0	0.1	0.2	0.7
Südafrikanischer Rand			0.4	0.9	0.7	0.9	0.7
Brasilianischer Real			0.2	0.5	0.3	0.4	0.7
Dänische Krone			0.3	1.2	0.9	0.8	0.6
Neue Taiwan-Dollar			0.1	0.3	0.4	0.4	0.5
Ungarische Forint			0.0	0.0	0.2	0.3	0.4
Malaysischer Ringgit			0.0	0.1	0.1	0.1	0.3
Thailändischer Baht			0.1	0.2	0.2	0.2	0.2
Tschechische Krone			0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
Philippinischer Peso			0.0	0.0	0.0	0.1	0.2
Chilenischer Peso			0.1	0.2	0.1	0.1	0.2
Indonesische Rupiah			0.1	0.0	0.1	0.1	0.2
Israelischer Schekel				0.1	0.1	0.2	0.2
Kolumbianischer Peso				0.0	0.0	0.1	0.1
Rumänischer Leu					0.0	0.0	0.1
Saudi-Rial			0.1	0.1	0.0	0.1	0.1
Argentinischer Peso			0.1		0.0	0.0	0.0
Peruanische Sol				0.0	0.0	0.0	0.0
Litauischer Litas					0.0	0.0	0.0
Andere Währungen	11,6**	10,1**	8,7	6,6	6,5	7,6	4,6
<b>Alle Währungen</b>	200*	200*	200*	200*	200*	200*	200*

Quelle: BIS Triennial Survey (2007, S. 11 und 2010, S. 12).

\* Die Summe von 200% ergibt sich durch die Berücksichtigung von Währungen auf beiden Seiten einer Transaktion.

\*\* Für das Jahr 1992 und 1995 werden nur die Anteile ausgewählter Währungen angegeben. Die übrigen Währungen fallen, falls 1992 bzw. 1995 schon vorhanden, unter die Zeile Andere Währungen.

**Abb. 4.2** Bedeutung und Häufigkeit von Währungspaaren

Währungspaar	Gesamtdevisenmarktumsatz nach Währungspaaren Durchschnittliche Tagesumsätze und prozentuale Anteile											
	1995		1998		2001		2004		2007		2010	
	Umsatz	%-Anteil	Umsatz	%-Anteil	Umsatz	%-Anteil	Umsatz	%-Anteil	Umsatz	%-Anteil	Umsatz	%-Anteil
USD/EUR	...	...	...	...	372	30	541	28	892	27	1101	28
USD/DEM	254	22	290	20	...	...	...	...	...	...	...	...
USD/FRF	51	4	58	4	...	...	...	...	...	...	...	...
USD/XEU	18	2	17	1	...	...	...	...	...	...	...	...
USD/OthEMS	104	9	172	12	...	...	...	...	...	...	...	...
USD/JPY	242	21	256	18	250	20	328	17	438	13	568	14
USD/GBP	78	7	117	8	129	10	259	13	384	12	360	9
USD/CHF	61	5	79	6	59	5	83	4	151	5	168	4
USD/CAD	38	3	50	3	54	4	77	4	126	4	182	5
USD/AUD	29	3	42	3	51	4	107	6	185	6	249	6
USD/SEK	4	0	3	0	6	0	7	0	57	2	45	1
USD/Oth	68	6	164	11	193	16	300	16	612	18	705	18
EUR/JPY	...	...	...	...	36	3	61	3	86	3	111	3
EUR/GBP	...	...	...	...	27	2	47	2	69	2	109	3
EUR/CHF	...	...	...	...	13	1	30	2	62	2	72	2
EUR/Oth	...	...	...	...	22	2	44	2	123	4	162	4
DEM/JPY	24	2	24	2	...	...	...	...	...	...	...	...
DEM/GBP	21	2	31	2	...	...	...	...	...	...	...	...
DEM/CHF	18	2	18	1	...	...	...	...	...	...	...	...
DEM/FRF	34	3	10	1	...	...	...	...	...	...	...	...
DEM/XEU	6	1	3	0	...	...	...	...	...	...	...	...
DEM/OthEMS	38	3	34	2	...	...	...	...	...	...	...	...
DEM/Oth	16	1	20	1	...	...	...	...	...	...	...	...
OthEMS	3	0	4	0	...	...	...	...	...	...	...	...
Other pairs	30	3	38	3	28	2	50	3	139	4	149	4
Gesamt	1137	100	1430	100	1239	100	1934	100	3324	100	3981	100

Quelle: BIS Triennial Survey (2007, S. 10 und 2010, S. 14).

**Abb. 4.3** Aufteilung der Währungspaare am Gesamtumsatz des Devisenhandels

Ein noch aussagekräftigeres Bild der Marktstruktur des internationalen Devisenhandels vermittelt Abbildung 4.3, die den Anteil der wichtigsten Währungspaare gemessen am Gesamtvolumen des Devisenhandels wiedergibt. Die Betrachtung von einzelnen Währungspaaren entspricht dabei der modelltheoretischen Darstellung des Devisenmarktes in makroökonomischen Wechselkursmodellen und bietet sich somit als sinnvolle Form der Marktabgrenzung für die Analyse der Wechselkursentwicklung an.<sup>9</sup> Wenig überraschend stellen die vom Gesamtvolumen her bedeutendsten Währungen US-Dollar und DM, respektive Euro auch das anteilmäßig dominierende Währungspaar dar. Diese Dominanz ist relativ zum zweitwichtigsten Währungspaar US-Dollar/Yen im Zeitablauf sogar ausgebaut worden, insofern als der Dollar/Euro-Markt im Jahr 2010 ein mehr als doppelt so großes Umsatzvolumen generierte als der Dollar/Yen-Markt, ausgehend von einem Vorsprung von einem Prozentpunkt im Jahr 2001. Verantwortlich hierfür ist hauptsächlich der relativ-

<sup>9</sup> Diese Abgrenzung wird dadurch begründet, daß in makroökonomischen Modellen einer offenen Volkswirtschaft typischerweise nur von einem Zwei-Länder-Modell ausgegangen wird.

ve Umsatzeinbruch des Dollar/Yen-Marktes am Gesamtumsatz am Devisenmarkt, von 21 Prozent im Jahr 1995 auf 14 Prozent in 2010. Noch deutlicher als in Abbildung 4.2 wird hierdurch die herausragende Bedeutung des US-Dollars im internationalen Devisenhandel (zumindest in den Jahren 1995 bis 2010) unterstrichen. Dieser ist über den gesamten Betrachtungszeitraum Bestandteil der jeweils sechs umsatzstärksten Währungspaare während andere Währungspaare ohne den US-Dollar lediglich 10 bis 16 Prozent des Umsatzvolumens ausmachen (mit minimal steigender Tendenz). Dabei ist selbst der umsatztechnisch bedeutendste Teilmarkt, der Euro/Yen-Markt, nur geringfügig größer als z.B. der US-Dollar/Schwedische Kronen-Markt. Als Fazit lässt sich somit für die Marktabgrenzung des Devisenhandels aus den Daten des „TCBS“ festhalten, daß:

- der Devisenmarkt in der Praxis einen globalen und zeitstetigen Finanzmarkt mit einem dementsprechend großen Gesamtumsatz darstellt,
- ein überwältigend großer Teil der Transaktionen den US-Dollar betreffen und
- eine Unterteilung des Devisenmarktes in Teilmärkte mit jeweils einem Währungspaar nach makroökonomischem Vorbild sinnvollerweise den US-Dollar enthalten sollte.

#### 4.1.2 Akteure am Devisenmarkt

Trotz dieser auf Grundlage des TCBS gewonnenen Erkenntnisse über die Marktstruktur des modernen Devisenhandels bleiben wesentliche Determinanten des realen Preisbildungsprozesses am Devisenmarkt weiterhin verborgen. Deshalb bedarf es zusätzlich einer genaueren Charakterisierung der tatsächlichen Marktstrukturparameter, um ein realitätsgerechtes Bild des internationalen Devisenhandels zu zeichnen.

Eines der wichtigsten Elemente der Marktstruktur bilden naturgemäß die Devisenmarktteilnehmer, die sich gemäß Lyons (2001) in drei Hauptgruppen einteilen lassen: Die wichtigste Gruppe für die Preisbildung am Devisenmarkt stellen hierbei die Devisenhändler dar. Ein professioneller Devisenhändler ist typischerweise Angestellter einer Bank und führt in deren Namen Transaktionen am Devisenmarkt durch. Solche Devisentransaktionen können zum einen auf spekulative Überlegungen des Händlers zurückgehen oder aber im Auftrag eines oder mehrerer Kunden der Bank erfolgen, die die zweite wichtige Gruppe der Marktakteure bilden. Potentielle Kunden eines Devisenhändlers, respektive einer Bank können sowohl Investment- bzw. Hedgefonds als auch international tätige, nicht zur Finanzbranche zählende Unternehmen oder private Anleger sein. Für die Gruppe der Kunden sind Devisenhändler demnach Dienstleister, die sie mit den von ihnen gewünschten Währungen versorgen. Der Händler lässt sich im Gegenzug diese Dienstleistung vergüten, kann jedoch aus den Aufträgen seiner Kunden auch wertvolle Informationen für seine spekulativen Eigengeschäfte gewinnen. Um einen Devisenhandel durchzuführen, muß ein Händler notwendigerweise den Kontakt mit

anderen Händlern suchen. Neben dem direkten Handel mit anderen Händlern<sup>10</sup>, nehmen die Händler hierzu die Hilfe von sog. Brokern in Anspruch. Devisenbroker übernehmen die Aufgabe, Gebote zum Kauf und Verkauf einer Währung gegen eine andere Währung von verschiedenen Händlern zu sammeln und zu koordinieren, so daß das beste Kaufangebot für eine Währung mit dem besten Verkaufsangebot zusammengeführt wird. Der Broker fungiert somit als Intermediär im Devisenhandel, wodurch er zu einem bedeutenden Spieler im Preisbildungsprozeß am Devisenmarkt wird. Demzufolge bilden die Broker die dritte Hauptgruppe der Akteure im Devisenhandel. Aus der Interaktion zwischen den Kunden und den Devisenhändlern auf der einen Seite und der Interaktion zwischen den Devisenhändlern untereinander – die ggf. unter Zwischenschaltung der Broker erfolgt – auf der anderen Seite, läßt sich die Preisbildung am Devisenmarkt mikrostrukturell ableiten. Abbildung 4.4 stellt die Interaktion zwischen diesen Akteuren in einem stark vereinfachten Beispiel schematisch dar.

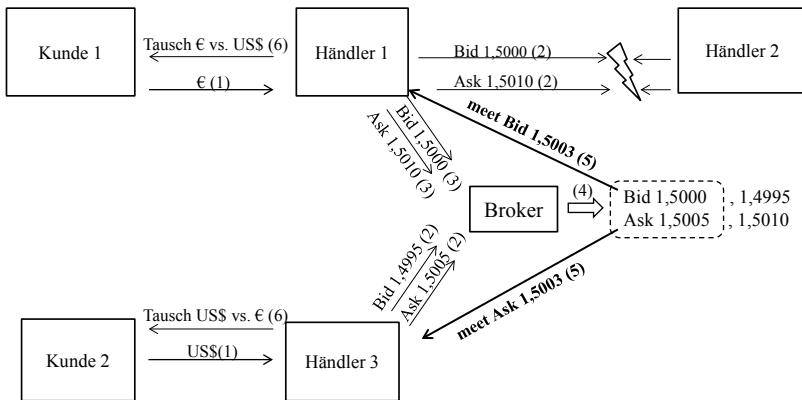


Abb. 4.4 Devisenmarktakteure und Handelsabfolge: Beispiel für einen Preisbildungsprozeß am Devisenmarkt

Grundsätzlich kann die Initiative zu einer Transaktion am Devisenmarkt dabei entweder von der Gruppe der Kunden oder aber von den Händlern selbst ausgehen. In Abbildung 4.4 möchte Kunde 1 einen Ankauf von Euro im Euro/US-Dollar Markt tätigen und beauftragt dazu (über seine Bank) den Händler 1. Zum selben Zeitpunkt (in der Abbildung durch die Indexzahl (1) dargestellt) beauftragt der Kunde 2 eine andere Bank mit einem Verkaufsauftrag für Euro gegen US-Dollar über den Händler 3. Händler 1 hat nun zwei Möglichkeiten, seine Kauftransaktion abzuwickeln. Er kann entweder in direkten Kontakt zu einem anderen Händler treten oder aber einen Broker hinzuziehen, um die von Kunde 1 gewünschten Euro

<sup>10</sup> Ein direkter Handel erfolgte früher meist über ein Telefongespräch. Mittlerweile werden hierfür jedoch fast ausschließlich Computersysteme wie z.B. das Reuters-Dealing 2000-2 benutzt. Siehe hierzu u.a. Luca (1995).

zu beschaffen. Im Beispiel kontaktiert Händler 1 dabei zunächst (den ihm bekannten) Händler 2 und macht eine sog. Preisquotierung (2), d.h., er offeriert Händler 2 einen Verkaufs- oder Bid-Preis sowie einen Ankaufs- oder Ask-Preis, wobei zwischen beiden Preisen immer ein Spanne (sog. Spread) liegt, so daß der Bid-Preis immer unter dem Ask-Preis liegt. Obwohl Händler 1 Euro kaufen möchte, gibt er also hier auch einen möglichen Verkaufspreis an (Luca, 1995). Um sicherzustellen, daß er in diesem Falle eine Kauftransaktion durchführt, kann Händler 1 jedoch einen entsprechend hohen Preis verlangen bzw. anbieten oder alternativ einen sehr engen Spread aufrufen. Eine Preisquotierung am Devisenmarkt erfolgt dabei immer bis zur vierten Nachkommastelle oder einem „Pip“ für den Wechselkurs, hier im Beispiel 1,5000 Dollar für einen Euro Bid und 1,5010 für einen Euro Ask, was einem Bid-Ask-Spread von 10 Pips entspricht. Händler 2 hat im Rahmen eines solchen direkten Interdealer-Handels nur die Möglichkeit, eines der Angebote (Bid oder Ask) anzunehmen oder abzulehnen, eine Verhandlungsrounde über den Preis ist nicht möglich.<sup>11</sup> Da Händler 2 keinen bestehenden Auftrag zum Kauf oder Verkauf im Euro-US-Dollar-Markt von seinen Kunden erhalten hat, würde eine Annahme des Ask-Preises aus seiner Sicht dem Eingehen einer spekulativen Position, genauer gesagt einer Long-Position im US-Dollar/Euro-Markt, gleichkommen.<sup>12</sup> Die Einnahme dieser Long-Position für Händler 2 ist jedoch nur dann sinnvoll, wenn er davon ausgeht die Menge an Euro zu einem Kurs unter 1,5010 US-Dollar zu bekommen, d.h., auf eine Abwertung des Euro gegenüber dem Dollar spekuliert. Im Beispiel lehnt Händler 2 jedoch das Angebot von Händler 1 ab, so daß dieser eine zweite Preisquotierung (mit identischen Bid-Ask-Quotierungen) an einen Broker (3) abgibt. An diesen Broker wendet sich jedoch auch Händler 3, um den Ankauf von US-Dollar gegen Euro seines Kunden abzuwickeln. Seine Quotierung ist im Beispiel durch 1,4995 als Bid-Preis und 1,5005 als Ask-Preis gegeben. Aus den (in diesem Falle zwei) vorliegenden Bid- und Ask-Preisen wird der Broker die jeweils besten Angebote auf jeder Marktseite auswählen, um einen Handel zu realisieren (4). In der Modellsituation ist der Bid-Preis (1,5000 Dollar pro Euro) des Händlers 1 das höchste Gebot zum Ankauf von Euro (oder genauer gesagt zum Verkauf von Dollar), während der beste Verkaufspreis dem niedrigeren Preis des Händlers 3, also 1,5005 Dollar pro Euro entspricht. Daraus ergibt sich eine mögliche Preisspanne von (1,5000,...,1,5005) Dollar pro Euro, innerhalb der ein Handel über den Broker stattfinden kann. Diese Preisspanne wird vom Broker über das jeweilige Computersystem an die Händler weitergegeben. Ein Devisenhandel kommt jedoch erst zustande, wenn sich zwei Händler innerhalb dieser Preisspanne auf einen Preis zum Tausch von Dollar gegen Euro einigen. Dabei hat jeder Händler zwei Optionen

<sup>11</sup> Dies liegt an der technischen Beschaffenheit des computergestützten sog. direkten Interdealer-Handels, entspricht aber ursprünglich auch der gängigen Konvention im Devisenhandel bei einer (telefonisch durchgeführten) Transaktion zwischen zwei Händlern ohne Zwischenschaltung eines Brokers. Siehe hierzu ebenfalls Luca (1995).

<sup>12</sup> Weil im Devisenhandel wie erwähnt der US-Dollar die bedeutendste Währung darstellt, wird die Richtung des Handels immer aus der Dollarperspektive betrachtet. Da Händler 2 bei Annahme des Ask-Angebots Dollar aufkauft, ergibt sich somit für ihn eine Forderung an US-Dollar gegenüber Händler 1. Würde er dagegen das Bid-Angebot annehmen, so würde er demzufolge eine Short-Position im Markt einnehmen.

zur Verfügung. Er kann entweder den (für ihn ungünstigsten) Preis am Rande der Preisspanne bezahlen oder je nach Kauf- oder Verkaufsabsicht einen jeweiligen Bid- oder Ask-Preis innerhalb der Spanne anbieten. Wenn z.B. Händler 1 unbedingt Euro kaufen will, könnte er sofort zum Preis 1,5005 das Geschäft abschließen, wodurch Händler 3 automatisch seinen gewünschten Verkaufspreis erhält. Umgekehrt könnte Händler 3 den Verkauf von Euro auch zum niedrigsten Preis innerhalb der Preisspanne, also 1,5000 Dollar pro Euro abschließen und somit Händler 1 den für ihn besten Kaufpreis erhalten. Im Beispiel entscheiden sich beide jedoch für die zweite Option und geben einen Preis in der Mitte der Preisspanne an – der aber immer noch über ihrer ursprünglichen Quotierung liegt – zu dem sie Dollar gegen Euro kaufen bzw. verkaufen möchten. Händler 1 gibt ein Ask-Gebot von 1,5003 Dollar pro Euro ab, welches schließlich von Händler 3 angenommen wird (5). Am Ende dieses Handelsprozesses hat sich somit ein Dollar-Euro Wechselkurs von  $e_t = 1,5003$  in diesem Modelldevisenmarkt zum Zeitpunkt  $t$  eingestellt. Da die beiden Händler 1 und 3 im Kundenauftrag gehandelt haben, werden sie die erworbenen Euro respektive Dollar an ihre Kunden weitergeben, um ihre Handelspositionen auszugleichen(6).<sup>13</sup> Faktisch wird Händler 1 somit die erworbenen Euro an den Kunden 1 verkaufen, allerdings zu einem Preis, der höher liegt als 1,5003 Dollar pro Euro und Händler 3 die vom Kunden 2 angebotenen Euro für einen entsprechend niedrigeren Kurs ankaufen. Dieser sich so ergebende Spread kann als Dienstleistungsgebühr für den Kunden aufgefaßt werden und determiniert damit den Ertrag eines Devisenhändlers für die Durchführung eines Devisenhandels im Kundenauftrag.<sup>14</sup>

Das Beispiel macht den Unterschied zwischen der makroökonomischen Vorstellung des Devisenhandels und der mikrostrukturellen Realität, vor allem im Hinblick auf die der dezentralen Marktstruktur geschuldeten Möglichkeit der multiplen Preisbildung, deutlich. In Anbetracht der Tatsache, daß es in der Praxis für jedes Währungspaar nicht nur mehrere hundert aktive Devisenhändler gibt, die simultan im Markt aktiv sind, sondern auch mehrere Brokersysteme parallel neben den direkten Interdealer-Handelsplattformen genutzt werden, ist die Komplexität des Preisdynamik hier noch um ein Vielfaches höher einzuschätzen. Obwohl im Beispiel der tatsächlichen Transaktion im weitesten Sinne makroökonomisch relevante Motive zugrunde liegen, da die Initiative hier von den Kunden ausging, wird die Preisbildung maßgeblich von den Entscheidungen der Devisenhändler determiniert, die wiederum im Rahmen makroökonomischer Ansätze gänzlich unberücksichtigt bleiben.<sup>15</sup> Die Bedeutung der Interaktion zwischen Kunden, Devisenhändlern und

<sup>13</sup> Händler 1 besitzt annahmegemäß in der Ausgangssituation keine US-Dollar, um den Eurokauf auch abzuwickeln, ebenso wenig wie Händler 3 Euro besitzt.

<sup>14</sup> Die Abrechnung der Gebühren eines Devisenankaufs oder -verkaufs erfolgt in der Praxis über die jeweilige Bank. Ein Beispiel hierfür ist der Ankauf von Sorten in einer Bankfiliale, bei der üblicherweise ein Aufschlag bzw. Abschlag auf den Kauf bzw. Verkauf von Sorten verlangt wird.

<sup>15</sup> Ausgangspunkt des Devisentauschs im Beispiel bildete die Nachfrage nach den entsprechenden Devisen von Seiten der Kunden 1 und 2. Als Motiv für diese Nachfrage kommen damit sowohl Güterhandelsinteressen z.B. eines international tätigen Unternehmens als auch Finanzanlagenmotive z.B. für einen Investmentfonds, in Frage. Insofern ist dies grundsätzlich mit der Vorstellung in makroökonomischen Modellansätzen zur Wechselkursentwicklung zu vereinbaren, da dort Veränderungen des Preises am Devisenmarkt durch fundamentale Faktoren der Außenhandelsbe-

Devisenbrokern für die Wechselkursbildung sollte demnach integraler Bestandteil einer theoretischen Modellierung des Devisenmarktes auf mikrostruktureller Ebene darstellen.

#### 4.1.3 Informationen, Transparenz und Auftragsfluß

Zu einer vollständigen Beschreibung der Praxis des Devisenhandels fehlte in den vorangegangenen Überlegungen die Charakterisierung des Verhaltens der Marktakteure. Von entscheidender Bedeutung ist in diesem Zusammenhang, welche wichtigen Parameter den Entscheidungen der einzelnen Marktteilnehmer hauptsächlich zugrunde liegen und somit den Preisbildungsprozeß antreiben. Jede Interaktion auf Märkten geschieht aber immer vor dem Hintergrund der herrschenden Informationsstruktur, so daß eine Analyse des Marktverhaltens auf mikrostruktureller Ebene diese zwingend berücksichtigen muß. Zu den Aspekten der Informationsstruktur zählen sowohl zeitliche Restriktionen bei der Informationsverarbeitung und -verbreitung im Markt als auch die interne und externe Transparenz des Marktprozesses bei der Interaktion zwischen zwei Marktakteuren.<sup>16</sup> Hinsichtlich der externen Markttransparenz läßt sich dabei feststellen, daß diese auf Finanzmärkten im Allgemeinen und für die Devisenmärkte im Speziellen als äußerst begrenzt angesehen werden kann.

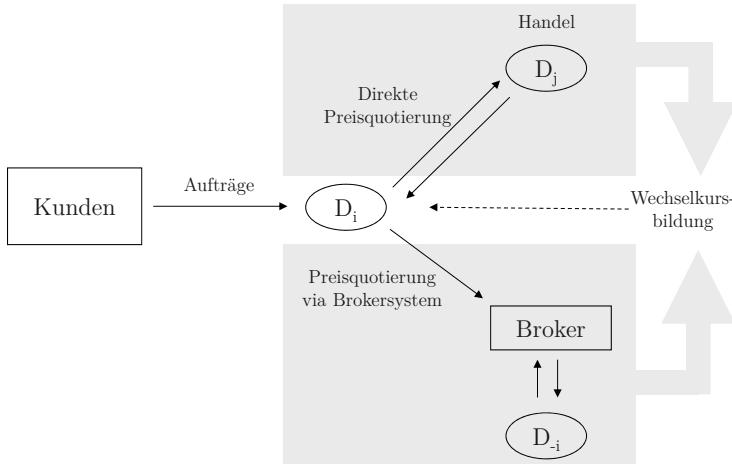
Da der Devisenhandel über mehrere Kanäle abläuft, wie die schematische Darstellung in Abbildung 4.5 veranschaulicht, ist eine Verfolgung der aktuellen Entwicklung von Angebots-, Nachfrage- und Preisentwicklung, was den zentralen Bestandteilen des Preisbildungsprozesses in der makroökonomischen Vorstellung entspricht, bereits für die Händler ausgesprochen schwierig. Diesbezüglich kann zwischen dem brokergestützten indirekten Interdealer-Handel und dem direkten Interdealer-Handel aus Sicht der Händler weiter differenziert werden. Denn während im indirekten Interdealer-Handel für die Händler die Möglichkeit besteht, Informationen bezüglich der aktuell aufgerufenen Bid- und Ask-Preise, der tatsächlichen Transaktionskurse sowie deren Entwicklung über die entsprechenden Systeme zu erhalten, ist dies im direkten Interdealer-Handel nur mit ausgesprochen hohem Aufwand möglich (Lyons, 2001).<sup>17</sup> Dies resultiert aus der Tatsache, daß die dort verwendeten Systeme den Nutzern (also den Devisenhändlern) keine Informationen über die getätigten Handelsaktivitäten zur Verfügung stellen, sondern lediglich eine

---

ziehung zwischen zwei Ländern, die über die Leistungsbilanz und/oder die Kapitalbilanz wirken, ausgelöst werden.

<sup>16</sup> Die interne Markttransparenz betrifft dabei die Möglichkeit der Marktakteure den Handelsprozeß nachzuverfolgen, wenn sie nicht direkt an einer Transaktion beteiligt sind, während die externe Transparenz auf die Möglichkeit der Beobachtung der Handelsprozesse für einen nicht im Devisenhandel tätigen Beobachter abstellt.

<sup>17</sup> In Brokersystemen werden die aktuell aufgerufenen Ask- und Bid-Quotierungen für jeden Nutzer angezeigt, auch wenn er gerade nicht aktiv am Handel teilnimmt. Eine entsprechende Funktion für den direkten Interdealer-Handel, auch wenn er computergestützt erfolgt, existiert dagegen nicht.



**Abb. 4.5** Schematische Darstellung der dezentralen Struktur des Devisenhandels und zugehörige Handelssysteme

vereinfachte Form des Telefonhandels darstellen, in der ein bestimmter Händler einen anderen an dieses System angeschlossenen Händler kontaktiert, um eine Transaktion (wie im obigen Beispiel zwischen Händler 1 und Händler 2) durchzuführen. Nach Abschluß (bzw. Ablehnung) des Geschäfts erfolgt nach außen hin keine Informationsweitergabe an Dritte über die Transaktion, so daß ein Händler lediglich aus dem Ask- bzw. Bid-Preis des jeweils mit ihm in diesem Marktsegment in Verbindung tretenden anderen Händlers Informationen über die allgemeine Markteinschätzung gewinnt. Insofern kann bereits die Markttransparenz aus Sicht eines Marktinsiders am Devisenmarkt durch die dezentrale Handelsstruktur als sehr viel geringer eingeschätzt werden, als dies bspw. auf einem Aktienmarkt der Fall ist. Für einen Außenstehenden dagegen ist dieses Informationsdefizit im Vergleich zu anderen Finanzmärkten noch ungleich größer. Der Grund hierfür liegt darin, daß nicht nur der Zugang zu den direkten Interdealer-Handelssystemen stark reglementiert ist, sondern auch der brokergestützte indirekte Interdealer-Handel nur wenigen nicht institutionell tätigen (also im Auftrag einer Bank handelnden) Devisenmarktteuren offen steht. In diesem Zusammenhang ist nicht zuletzt auch der Unterschied zwischen dem Devisenmarkt und anderen Finanzmärkten in Bezug auf den Grad der Regulierung des Handelsprozesses relevant. Abweichend z.B. von den Regelungen auf Aktienmärkten besteht bei Devisenmarkttransaktionen keinerlei Offenlegungspflicht bezüglich der Partner, des Handelsvolumens sowie insbe-

sondere des Preises einer Transaktion *ex post*, die es zumindest mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung ermöglichen würden, eine Bestandsaufnahme der aktuellen Marktentwicklungen auf dem Gesamtmarkt vorzunehmen (Lyons (2001, S.56)). Folglich ist der Devisenmarkt als verhältnismäßig intransparenter Finanzmarkt, für die Marktakteure (und ganz besonders für Außenstehende) zu charakterisieren, was sich entscheidend auf den Preisbildungsprozeß auswirkt.

Intransparenz auf Märkten ist im wirtschaftstheoretischen Kontext mit dem Vorhandensein von Informationsasymmetrien gleichzusetzen und beeinflußt daher das Marktergebnis maßgeblich. Die Folgen einer asymmetrischen Informationsstruktur in Märkten sind in zahlreichen ökonomischen Studien dokumentiert.<sup>18</sup> Neben dem Auftreten von Preisdispersionen, also der Existenz mehrerer zeitgleich existierender Preise auf einem Markt, zählen hierzu insbesondere Marktineffizienzen bis hin zum Marktversagen, wie z.B. in Akerlofs berühmtem „Lemon-Dilemma“ (Akerlof, 1970). Flood (1994) kommt zu dem Ergebnis, daß die intransparente Struktur des Devisenhandels zu vergleichbaren, wohlfahrtsökonomisch unerwünschten Resultaten führt. Dies macht die Bedeutung der fehlenden Offenlegungspflicht in Kombination mit der dezentralen Marktstruktur am Devisenmarkt deutlich und damit auch die Notwendigkeit einer expliziten Berücksichtigung dieser Sachverhalte im Rahmen einer theoretischen Implementierung des Marktmikrostrukturansatzes.

Vor dem Hintergrund dieser inhärenten Intransparenz des Devisenmarktes und den damit verbundenen Problemen in Bezug auf den Informationsverarbeitungsprozeß der Devisenmarktakteure, stellt sich somit die Frage, von welchen Faktoren deren Entscheidungsbildung letztlich geleitet wird, um die Informationsasymmetrie im Markt zumindest ansatzweise zu nivellieren. Da aus Sicht eines Devisenhändlers ein Trade-Off zwischen den Kosten der Informationsbeschaffung – insbesondere vor dem Hintergrund der bereits angesprochenen zeitlichen Restriktion in der Entscheidungsfindung – und der Güte der Information besteht, sollte eine geeignete Signalgröße die folgenden Eigenschaften aufweisen: einfache Verfügbarkeit, schnelle und unmißverständliche Interpretierbarkeit sowie eine hohe Korrelation zur tatsächlichen Gesamtmarkt- und Marktpreisentwicklung. Offenkundig erfüllen makroökonomische Fundamentaldaten weder die erste noch die zweite Bedingung (und wie die vorangegangenen Ausführungen gezeigt haben auch nicht die dritte). Daher spielen sie in der Praxis des Devisenhandels, wie Studien durch Befragung von Devisenhändlern wie z.B. Cheung und Wong (2000) sowie Cheung und Chinn (2001) belegen eine untergeordnete Rolle bei der Entscheidungsfindung von Devisenmarktakteuren. Eine Variable, die hingegen alle drei Eigenschaften erfüllt, stellt der sog. Auftragsfluß dar. Die herausragende Bedeutung dieser Variablen als Informationssignal im Devisenhandel wird dabei u.a. von Lyons (2001) herausgestellt. Unter dem Auftragsfluß versteht man in der Praxis der Finanzmärkte die mengenmäßige Differenz zwischen den Kauf- und Verkaufsaufträgen in einem bestimmten Zeitraum.

<sup>18</sup> Zu den bekanntesten zählen die Arbeiten von Akerlof (1970), Salop und Stiglitz (1977) sowie Salop und Stiglitz (1982), welche die Auswirkung von asymmetrischer Informationsverteilung auf Gütermärkten analysieren.

Wie in (Lyons (2001), S.6) ausdrücklich herausgestellt, unterscheidet sich das Konzept des Auftragsflusses vom Handelsvolumen in zwei wesentlichen Aspekten: Zum einen kann der Auftragsfluß mit einem positiven und einem negativen Vorzeichen versehen sein, während das Umsatzvolumen in einem Finanzmarkt dagegen die Summe aller Transaktionen mißt und somit per Definition positiv ist. Insofern läßt die Ausprägung des Vorzeichens des Auftragsflusses unmittelbare Rückschlüsse darüber zu, ob eine Auf- oder Abwertungstendenz der Preisentwicklung auf einem Finanzmarkt zu erwarten ist, deren Höhe durch die absolute Größe der Auftragsflußvariablen abgeschätzt werden kann. Zum anderen wird bei der Erfassung des Auftragsflusses aufgrund der unterschiedlichen statistischen Erfassung zwischen einer Kauf- und einer Verkaufsabsicht differenziert, wobei aber im Gegensatz zur Messung des Umsatzvolumens nicht nur tatsächlich durchgeführte Transaktionen betrachtet werden, sondern auch solche Angebote, die nicht zum Abschluß eines Handels geführt haben, wie bspw. die Abgabe eines Ask-Angebots, dem kein korrespondierendes Bid-Angebot zugeordnet wird. Als Beispiel sei eine Situation gegeben, in der zehn Kaufangebote (Ask-Quotierungen) für ein Asset abgeben werden und ein Verkaufsangebot (Bid-Quotierung). Die Bid-Quotierung wird dabei annahmegemäß zum besten Kaufangebot korrespondierend auch eine Transaktion nach sich ziehen, wobei jede einzelne Quotierung ein durchschnittliches Volumen von 10 Mio. US-Dollar aufweist.<sup>19</sup> Daraus resultiert ein Gesamtumsatz von genau 10 Mio. US-Dollar im Markt zu diesem Zeitpunkt, denn es findet genau eine Transaktion mit exakt diesem Volumen statt. Dem steht aber ein sog. gerichteter Nettoauftragsfluß von  $10 \cdot 10 \text{ Mio. US-Dollar} - 1 \cdot 10 \text{ Mio. US-Dollar} = 90 \text{ Mio. US-Dollar}$  gegenüber.

Die tatsächliche Beobachtung des Auftragsflusses wird dabei überhaupt erst durch die Handelsstruktur auf dem Finanzmarkt ermöglicht. So werden z.B. in brokergestützten Handelsplattformen am Devisenmarkt die Kauf- und Verkaufsaufträge gesammelt und sind somit für die Nutzer dieser Plattform auch sichtbar, was eine Ableitung des Auftragsflusses in diesem Handelssegment grundsätzlich ermöglicht. Dies gilt allerdings nur sehr eingeschränkt für den direkten Interdealer-Handel, da hier potentiell nur tatsächliche Transaktionen betrachtet werden können, in denen darüber hinaus auch die Initiative zum Handel von einem anderen Händler ausgegangen sein muß, was die Anzahl der Beobachtungen im Vergleich zum indirekten Interdealer-Handel stark reduziert.

Neben dem Auftragsfluß im Interdealer-Handel, kann ein Devisenhändler jedoch noch einen weiteren Auftragsfluß beobachten, nämlich den aus den Aufträgen seiner Kunden resultierenden Netto-Kundenauftragsfluß. Da ein Devisenhändler die Kauf- und Verkaufswünsche der Kunden der ihn beschäftigenden Bank erfüllen muß, werden die entsprechenden Aufträge in seinem Handelsbuch vermerkt und sind somit für ihn jederzeit abrufbar. D.h., aufgrund der besonderen Struktur des Devisenhandels stellt die Auftragsflußvariable in der Tat eine aus Sicht der handelnden Marktakteure leicht verfügbare Information dar, die ebenfalls leicht zu interpretieren ist und von allen Devisenhändlern schon zur Erfüllung ihrer Kundenaufträge bei ihren Marktentscheidungen herangezogen wird. Somit erfüllt die Auftragsflußvariable

<sup>19</sup> Das gewählte Volumen entspricht dabei dem üblichen Handelsvolumen am Devisenmarkt (Lyons, 1995).

augenscheinlich zwei der drei genannten Kriterien für eine Signalvariable im Devisenhandel. Um die fehlende Korrelation zwischen Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung aufzuzeigen, sei noch einmal auf die Beispielrechnung verwiesen. Die Beobachtung eines positiven Auftragsflusses z.B. im brokergestützten Interdealer-Markt kann aus Sicht eines Händlers, der gar nicht in diesem Segment aktiv ist nur den Schluß zulassen, daß mehr Käufer für das Asset (den US-Dollar) im Markt sind als Verkäufer. Die Motivation für einen Devisenhändler einen Kaufauftrag zu tätigen kann entweder aus der Befriedigung eines Kundenwunsches heraus erfolgen (wie im obigen Beispiel bei Händler 1 und Händler 3) oder aus eigenen Spekulationsmotiven resultieren. Letztere weisen jedoch darauf hin, daß ein solcher Händler einen steigenden Preis des Assets (eine Aufwertung des US-Dollars) erwartet. Dieses Spekulationsmotiv kann z.B. aus der Beobachtung der privaten Kundenaufträge des Händlers oder der Beobachtung des Interdealer-Auftragsflusses in einem anderen Marktsegment (also einem anderen Brokersystem in dem dieser Händler aktiv ist) entstehen. Obwohl der beobachtende Händler nicht weiß, aus welchen dieser Motive die jeweiligen Händler agieren, verbindet er mit dieser Beobachtung ein Verhalten, daß zu einem zukünftig steigenden Marktpreis bzw. eine Aufwertungstendenz des US-Dollars führen wird. Aus der Beobachtung des Auftragsflusses kann der Händler davon ausgehen, daß nur ein kleiner Teil der Nachfrage nach US-Dollar zum aufgerufenen Transaktionspreis befriedigt wurde. Insofern besteht für die restlichen Händler, die ihren Kaufauftrag nicht umsetzen können, weiterhin der Bedarf an US-Dollar, dem zum aktuellen Kurs kein Angebot gegenübersteht. Da ein Händler gezwungen ist, die Kundenaufträge zu bedienen, ist somit davon auszugehen, daß ein betreffender Händler einen höheren Kaufpreis offerieren wird, um potentielle Anbieter in den Markt zu locken, was eine Preiserhöhung bzw. Aufwertung des Dollars erwarten läßt. An diesem Beispiel zeigt sich sehr eindrucksvoll die von Lyons (2001) beschriebene Analogie zwischen Nettoauftragsfluß und Überschußnachfrage bzw. -angebot. Denn ähnlich wie eine Überschußnachfrage zu einer Preiserhöhung im Markt führt, wird die Beobachtung eines positiven Nettoauftragsflusses einen Finanzmarkthändler dazu veranlassen, seine Erwartungen über die zukünftige Preisentwicklung in Richtung einer Preisanziehung nach oben zu revidieren. Damit kann der postulierte positive Zusammenhang zwischen Auftragsfluß und Marktpreisdynamik aufgezeigt und somit die Bedeutung des Auftragsflusses in der Mikrostruktur der Finanz- und Devisenmarktpaxis herausgestellt werden. In welchem Umfang sich diese Charakteristika der Marktstruktur des Devisenmarkts und insbesondere der Auftragsfluß in einen theoretischen Modellrahmen implementieren lassen, ist Gegenstand der folgenden Ausführungen.

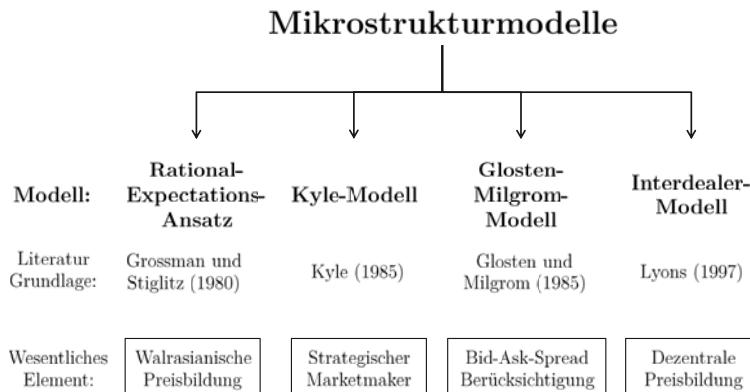
## 4.2 Theoretische Grundlagen und Modellansätze

Die vorausgegangene Charakterisierung der Handelspraxis am Devisenmarkt macht deutlich, daß eine Erklärung der Wechselkursentwicklung auf makroökonomischer Ebene nicht mit den tatsächlichen Marktgegebenheiten zu vereinbaren ist. So wird

die Wechselkursentwicklung von der Interaktion der (Finanz-)Marktteilnehmer getrieben, deren Entscheidungsfindung im Wesentlichen vom Auftragsfluß am Devisenmarkt abhängt. Die Fokussierung auf den Auftragsfluß als maßgebliche Kontrollvariablen für die Handelsstrategie eines Devisenmarktteilnehmers ist dabei der inhärenten Intransparenz des Devisenmarktes geschuldet. Dessen dezentralistische Struktur macht eine exakte Bestimmung des aggregierten Angebots bzw. der aggregierten Nachfrage für ein Währungspaar zu einem bestimmten Zeitpunkt unmöglich, so daß eine erhebliche Informationsasymmetrie zwischen den Devisenmarktteilnehmern existiert. Die Beobachtung des Auftragsflusses dient dabei als wichtigste Informationsquelle der Devisenhändler, um den wahren Kurs abzuschätzen und somit seine Preisquotierung festzulegen. Dem Auftragsfluß kommt somit die Rolle des Universalindikators für die Devisenmarktteilnehmer zu, da er von allen Marktteilnehmern beobachtet und leicht interpretiert werden kann. Zudem ist die Beobachtung des Auftragsflusses als einzigem Entscheidungsindikator mit einem wesentlich geringeren zeitlichen Aufwand verbunden, als eine komplexe Marktanalyse erfordern würde. Dies stellt – insbesondere vor dem Hintergrund der hohen Transaktionsgeschwindigkeit und der damit verbundenen Zeitrestriktion – einen entscheidenden Vorteil für einen Devisenhändler in der Praxis des Finanzmarktes dar. Der Mikrostrukturansatz versucht, die Preisbildung am Finanzmarkt unter Berücksichtigung dieser Aspekte formal zu erfassen.

Wie zuvor bereits erläutert gibt es zwei charakteristische Merkmale eines mikrostrukturellen Ansatzes der Preisbildung, nämlich die Berücksichtigung der institutionellen Rahmenbedingungen des betrachteten Finanzmarktes sowie die Struktur der Informationsverarbeitung und -verwertung. Unterschiedliche Modellansätze lassen sich hinsichtlich dieser beiden Kriterien einordnen und auf den jeweiligen Finanzmarkt bzw. der untersuchten Fragestellung hin anpassen. Für den Devisenmarkt unterscheidet Lyons (2001) dabei vier verschiedene Modelltypen zur mikrostrukturellen Wechselkursanalyse. Diese Klassifizierung erfolgt hauptsächlich anhand des ersten Kriteriums, also den im jeweiligen Modellrahmen unterstellten institutionellen Gegebenheiten des Preisbildungsprozesses. Im Folgenden sollen die Charakteristika der in Abbildung 4.6 dargestellten Modellansätze exemplarisch aufgezeigt werden.

Grundsätzlich eignen sich dabei alle vier in Abbildung 4.6 aufgeführten Ansätze, um eine mikrostrukturell motivierte Erklärung der Preisdynamik am Devisenmarkt zu implementieren, auch wenn insbesondere die ersten drei Modellansätze ursprünglich für zentralisierte Bond- oder Equity-Märkte konzipiert wurden. Die Zeile „Wesentliches Element“ in Abbildung 4.6 gibt dabei an, welches wesentliche Merkmal der im vorangegangenen Kapitel beschriebenen Rahmenbedingungen in der Praxis des Devisenmarktes in den jeweiligen Ansätzen zusätzlich berücksichtigt wird. Da die erwähnten Ansätze dabei zumindest konzeptionell aufeinander aufbauen, sollen – beginnend mit dem ältesten Mikrostrukturmodell, dem sog. Rational-Expectations-Ansatz – im Folgenden die Zusammenhänge und Unterschiede zwischen den verschiedenen Modelltypen aufgezeigt und im Hinblick auf ihre Vor- und Nachteile zur Analyse der Preisdynamik am Devisenmarkt bewertet werden.



**Abb. 4.6** Charakteristika von Mikrostrukturmodellen

#### 4.2.1 Rational-Expectations-Modell

Mikrostrukturmodelle, die zu der Klasse der Rational-Expectations-Ansätze zählen, zeichnen sich durch eine im Vergleich zu anderen Modellansätzen sehr einfache Ausgestaltung des Handelsprozesses aus. In der Literatur wird der Rational-Expectations-Ansatz meist auf Grossman und Stiglitz (1980) zurückgeführt. Allerdings entwickelten sowohl Hellwig (1980) als auch Radner (1979) unabhängig davon Modelle, die eine ähnliche Preisdynamik beschreiben.<sup>20</sup>

Im Grundmodell von Grossman und Stiglitz (1980) existieren dabei zwei Anlageoptionen, nämlich eine sichere Anlage mit dem Ertrag  $R > 0$  sowie eine unsichere Anlage mit dem Ertrag  $u = \theta + \varepsilon$ , wobei  $\varepsilon$  als weißes Rauschen definiert ist. Der Parameter  $\theta$  wiederum spiegelt den beobachtbaren Teil der Rendite des unsicheren Assets wider. Allerdings wird im Modell angenommen, daß diese Beobachtung für alle Investoren nur unter der Aufbringung der konstanten Kosten  $c$  möglich ist, die somit als Kosten der Informationsgewinnung aufgefaßt werden können.<sup>21</sup> Diese Modellierung steckt jedoch gleichzeitig auch den informationstheoretischen Rahmen dieses Modells ab. Durch den Erwerb von Informationen über  $\theta$  erlangt ein Investor einen Informationsvorteil gegenüber anderen Investoren, die  $c$  nicht investieren

<sup>20</sup> Insbesondere der Ansatz von Radner (1979) enthält eine Reihe wichtiger mathematischer Ergebnisse, u.a. den Existenzbeweis eines Gleichgewichts unter allgemeineren Annahmen als bei Grossman und Stiglitz (1980), auf die in späteren Erweiterungen des Rational-Expectations-Ansatzes zurückgegriffen wird.

<sup>21</sup> Insofern kann  $c$  z.B. als Kosten für die Durchführung einer Fundamentaldatenanalyse des betrachteten Assets interpretiert werden.

wollen. Die daraus resultierende Informationsasymmetrie spielt eine entscheidende Rolle in der Ableitung der Preisdynamik für das risikobehaftete Asset im Rational-Expectations-Ansatz. Der Gleichgewichtspreis  $P^*$  ergibt sich aus der Bedingung  $S(P^*) = D(P^*)$ . Sie besagt, daß das Angebot und die aggregierte Nachfrage  $D(P^*)$  von informierten und uninformatiengen Anlegern beim Preis  $P^*$  ausgeglichen sind. Die Nachfrage nach der unsicheren Anlage hängt wiederum für informierte Anleger von anderen Variablen ab als für uninformatiengen. Beide Typen von Anlegern werden das Asset nur dann nachfragen, wenn der zu zahlende Preis niedriger ist, als der erwartete Wert des Assets. Ein informierter Investor kennt dabei den Parameter  $\theta$ , so daß seine Erwartung und damit seine Nachfrage maßgeblich von der ihm bekannten Realisation von  $\theta$  beeinflußt wird.<sup>22</sup> Im Gegensatz dazu kann ein uninformatiengter Investor diese Informationen nicht nutzen, um seine Erwartungen bezüglich des wahren Wertes des risikobehafteten Assets zu bilden. In einem dynamischen Kontext über mehrere (diskrete) Perioden hinweg kann er jedoch Erwartungen über die Realisation von  $\theta$  bilden, indem er die Preisentwicklung für das Asset beobachtet. Steigt beispielsweise der Preis für das risikobehaftete Asset von einer Periode auf die nächste, könnte dies ein Indiz dafür sein, daß informierte Investoren ein hohes  $\theta$  erwarten und daher das Asset vermehrt nachgefragt haben. Somit hat die Entwicklung des Assetpreises Einfluß auf die Nachfrage der uninformatiengen Investoren und so letztlich auch auf den zukünftigen Assetpreis.<sup>23</sup> Die hierbei unterstellte Erwartungsbildung wird so zum maßgeblichen Einflußfaktor für die Preisentwicklung, woraus sich der Name dieser Modellklasse ableitet. Tatsächlich unterstellt das Modell einen äußerst hohen Rationalitätsgrad der Akteure, da in jeder Periode ein Update der Erwartungen nach dem Prinzip des Bayesianischen Lernens in Bezug auf  $\theta$  erfolgt.<sup>24</sup> Rationale Erwartungsbildung unter Unsicherheit muß zum einen vollständig – also unter Berücksichtigung aller einem Marktaakteur zu einem Zeitpunkt zur Verfügung stehenden Informationen – erfolgen und zum anderen konsistent im Zeitablauf sein. Zusammenfassend läßt sich die Preisdynamik dann wie folgt charakterisieren: Die Nachfrage der informierten Anleger nach dem risikobehafteten Asset  $D_I$  stellt sich dar als  $D_I = f(P|\theta)$ , wohingegen die Nachfrage der uninformatiengen Anleger  $D_U$  durch  $D_U = f(P|P_{t-1} \dots P_{t-n})$  gegeben ist. Da der resultierende Marktpreis in einer Periode  $t$  von der aggregierten Nachfrage  $D(P^*) = D_U + D_I$  beeinflußt wird, enthält ein beliebiger Preis  $P_{t-m} \forall 1 < m \leq n$  Informationen über  $\theta$ . Diese Information versuchen die uninformatiengen Anleger zu herauszufiltern, um aus der Beobachtung der Marktpreisentwicklung heraus  $\theta$  und somit den wahren Wert des Assets zu bestimmen. Der Gleichgewichtspreis zu einem beliebigen Zeitpunkt  $t$  hängt jedoch zusätzlich von zwei weiteren Parametern ab. Zum einen spielt die Verteilung zwischen informierten und uninformatiengen Anlegern im Markt eine wichtige Rol-

<sup>22</sup> Auch ein informierter Anleger kennt nicht die Realisation von  $\varepsilon$ , so daß auch aus seiner Sicht die Gesamtrendite  $u$  eine Zufallsvariable darstellt.

<sup>23</sup> Mathematisch ausgedrückt wird die Preisentwicklung demnach durch eine Differenzengleichung beschrieben.

<sup>24</sup> Zumindest in dieser Hinsicht stellt der Rational-Expectations-Ansatz im Bereich der Mikrostrukturansätze keinen entscheidenden Fortschritt zu den makroökonomischen Wechselkursmodellen dar.

le. Je höher der Anteil der informierten Anleger  $\lambda$  an der Gesamtzahl der Anleger ist, desto größer ist c.p. deren Anteil an der Gesamtnachfrage  $D$ . Dies hat wiederum Rückwirkungen auf die Erwartungsbildung der uninformierten Anleger, denn je mehr informierte Anleger im Markt handeln, desto informativer sollte die Preisdynamik im Hinblick auf die Prognosebildung für  $\theta$  sein. Plausibel wird dieses Argument bei Betrachtung des Extremfalls wenn  $\lambda$  sich 1 nähert. In diesem Fall sind nur sehr wenige uninformierte Händler im Markt vertreten, die mit einer sehr großen Anzahl informierter Händler interagieren. Die informierten Anleger werden ihren Informationsvorsprung nutzen, um in den ersten Perioden Gewinne im Handel mit den uninformierten Anlegern zu realisieren. In den Folgeperioden können die uninformierten Anleger ihre Erwartungen über  $\theta$  aktualisieren. Eine wesentliche Unsicherheitsquelle bei der Erwartungsbildung über  $\theta$  der uninformierten Anleger stellt jedoch die Verzerrung der Gesamtnachfrage durch uninformierte Nachfrager in der Vorperiode dar. In diesem Extremfall entspricht die Gesamtnachfrage  $D \approx D_I$ , so daß die Verzerrung äußerst gering ausfällt. Dementsprechend sind bei der Erwartungsbildung der uninformierten Anleger  $E(\theta|P_t, \dots, P_{t-n})$  die Preise der Vorperiode deutlich informativer im Hinblick auf  $\theta$ , welches somit genauer aus der Preisdynamik prognostiziert werden kann.

Als letzte wesentliche Determinante des Preisbildungsprozesses ist bislang die Angebotsseite unberücksichtigt geblieben. Das Angebotsverhalten wird jedoch im Modell von Grossman und Stiglitz (1980) nicht explizit modelliert. Das Gesamtangebot des unsicheren Assets  $S(P^*)$  stellt demnach aus Sicht der Nachfrager eine Zufallsvariable  $\tilde{x}$  dar, so daß die aggregierte Angebotsfunktion durch  $S(P^*) = \tilde{x}$  gegeben ist. Die Realisation von  $\tilde{x}$  ist innerhalb einer Periode für uninformierte Anleger zudem nicht beobachtbar, lediglich die Verteilung ist bekannt. Daher bleibt den uninformierten Anlegern nur die Möglichkeit, die Angebotsentwicklung ex post aus der Preisentwicklung abzuleiten. Im Umkehrschluß bedeutet dies jedoch, daß  $\tilde{x}$  die Erwartungsbildung der uninformierten Anleger beeinflußt und somit letztlich die Erwartungsbildung über  $\theta$  erschwert, da eine Preisveränderung für das Asset auch auf ein verändertes Angebot, also z.B. eine höhere Realisation von  $\tilde{x}$  zurückzuführen sein könnte. Daher stellt das Angebot im Rahmen der Preisdynamik im Rational-Expectations-Ansatz eine weitere Störquelle im Erwartungsbildungsprozeß der uninformierten Anleger dar. Zusammenfassend läßt sich die Preisdynamik in diesem Modellrahmen dann als Funktion der Parameter  $\theta$ ,  $\lambda$  und  $\tilde{x}$  charakterisieren:

$$P = f(\theta, \tilde{x}, \lambda) \quad (4.1)$$

Die Ableitung und insbesondere der Beweis der Existenz eines solchen Gleichgewichts ist im Rahmen dieses allgemeinen Modellansatzes jedoch äußerst komplex, stellt aber die Voraussetzung für weitergehende Analysen dar. In diesem Zusammenhang stellt sich u.a. die Frage, ob der dynamisch stochastische Prozeß  $P(\theta, \tilde{x}, \lambda)$  gegen den erwarteten Fundamentalwert des risikobehafteten Assets  $E[u|\Omega]$  konvergiert – wobei  $\Omega$  die Informationsmenge zu einem beliebigen Zeitpunkt darstellt –

und somit die Preisbildung informationseffizient im Sinne von Fama (1970) ist.<sup>25</sup> Um quantifizierbare Aussagen über das Verhalten der Preisdynamik zu treffen oder gar komparativ statische Aussagen – also die Auswirkung der Veränderung eines Parameters auf die Preisentwicklung – zu überprüfen, bedarf es daher einer weiteren Spezifizierung des Modellrahmens, welche allerdings nur durch zusätzliche Annahmen zu erreichen ist und somit die Aussagefähigkeit des Modells im Hinblick auf ihre Praxisrelevanz potentiell beeinträchtigt. Hierzu unterstellen Grossman und Stiglitz (1980) zunächst eine negative exponentielle Nutzenfunktion für alle Anleger  $i$  (informiert und uninformatiert) in Abhängigkeit vom erwarteten Vermögen  $W_i$ :

$$U(W_i) = -\exp(-aW_i) \text{ mit } a \in \mathbb{R} > 0 \quad (4.2)$$

Die durch Gleichung (4.2) beschriebene Risikonutzenfunktion beschreibt demnach eine CARA-Nutzenfunktion in Abhängigkeit des Parameters der absoluten Risikoaversion  $a > 0$  und dem individuellen Vermögen  $W_i$ , das sich zusammensetzt aus:<sup>26</sup>

$$W_i = R \cdot M_i + u \cdot X_i \quad (4.3)$$

Der Wert des Gesamtvermögens ergibt sich somit für einen beliebigen Anleger aus der Summe des Wertes der sicheren Anlage  $R \cdot M_i$  und der unsicheren Anlage  $u \cdot X_i$ .<sup>27</sup> Ausgehend von einer Anfangsausstattung  $\bar{M}_i$  und  $\bar{X}_i$  von beiden Assets wird somit ein Entscheidungskalkül bezüglich der optimalen Portfoliowahl aufgestellt. Um seinen Anteil an unsicheren Wertpapieren zu erhöhen, muß ein Investor Anteile des sicheren Assets verkaufen. Aufgrund dieser Substituierbarkeitsbedingung kann die Portfolioentscheidung auch auf die optimale Nachfrage nach dem unsicheren Asset reduziert werden. Diese läßt sich wiederum aus der Maximierung des (bedingten) Erwartungsnutzens für einen gegebenen Assetpreis  $P$  algebraisch ableiten. Obwohl alle Individuen annahmegemäß dieselbe Nutzenfunktion besitzen, besteht jedoch – wie oben erwähnt – ein Unterschied bezüglich der Informationsverarbeitung zwischen informierten und uninformatierten Anlegern, dem in der Erwartungsbildung Rechnung getragen werden muß. Da informierte Anleger ihre Portfolioentscheidung unter Kenntnis der Realisation von  $\theta$  treffen, ist der zugehörige Erwartungsnutzen bedingt über  $\theta$  und somit gegeben durch:

$$E_I(U(W_i)) = E(U(W_i)|\theta) \quad (4.4)$$

Demgegenüber erfolgt die Portfolioentscheidung der uninformatierten Anleger unter Berücksichtigung der vorangegangenen Assetpreisentwicklung, so daß der entsprechende Erwartungsnutzen für die uninformatierten Anleger gegeben ist durch:

---

<sup>25</sup> Die Fragestellung ob und unter welchen Bedingungen dies der Fall ist, steht im Mittelpunkt der Analyse von Grossman und Stiglitz (1980).

<sup>26</sup> Eine solche Nutzenfunktion impliziert, daß der Grad der Risikoaversion nicht vom Gesamtvermögen abhängt, also konstant ist. Daher kommt der Name **Constant-Absolut-Risk-Aversion-Funktion**.

<sup>27</sup> Die Renditen des sicheren und unsicheren Assets sind dabei mit  $R \in \mathbb{R} > 0$  bzw.  $u$  bezeichnet.

$$E_U(U(W_i)) = E(U(W_i)|P^*) \quad (4.5)$$

Aufgrund der Annahme, daß der Störterm  $\varepsilon$  als weißes Rauschen definiert wurde, stellt das Vermögen  $W_i$  ebenfalls eine normalverteilte Zufallsvariable dar.<sup>28</sup> Unter Verwendung der besonderen Eigenschaften der CARA-Nutzenfunktion (4.2) ergibt sich der Erwartungsnutzen für die informierten Anleger daher als:

$$E(U(W_i)|\theta) = -\exp(-a(E(W_i|\theta) - a/2(Var(W_i|\theta)))) \quad (4.6)$$

Die Darstellung des Erwartungsnutzens in Abhängigkeit des Erwartungswertes und der Varianz einer normalverteilten Zufallsvariablen stellt einen entscheidenden Vorteil der negativen exponentiellen Nutzenfunktion dar, der auch in anderen Finanzmarktmodellierungen genutzt wird.<sup>29</sup> Durch Einsetzen von (4.3) und unter Berücksichtigung der ebenfalls aus der „white-noise-Annahme“ über  $\varepsilon$  resultierenden stochastischen Unabhängigkeit zwischen  $\theta$  und  $\varepsilon$  entspricht der Erwartungsnutzen der informierten Anleger dann:

$$E(U(W_i)|\theta) = -\exp(-a[R\bar{W}_i + X_I(\theta - RP) - a/2(X_I^2\sigma_\varepsilon^2)]) \quad (4.7)$$

Dementsprechend kann der bedingte Erwartungsnutzen eines informierten Anlegers als Funktion des Anfangsvermögens  $\bar{W}_i$ , des Ertrags der sicheren Anlage  $R$ , vom Preis des risikobehafteten Assets  $P$  sowie von der nachgefragten Menge dieses Assets  $X_I$  dargestellt werden. Da sämtliche anderen Variablen inklusive des Koeffizienten der absoluten Risikoaversion  $a$  aus Sicht der informierten Anleger Konstanten darstellen, wird der Erwartungsnutzen in diesem Falle einzig über  $X_I$  optimiert. Die aufgrund der Konkavität von  $U(W_i)$  hinreichende Bedingung erster Ordnung ergibt dann nach  $X_I$  aufgelöst die den Erwartungsnutzen maximierende Nachfragefunktion der informierten Anleger:

$$X_I = \frac{\theta - RP}{a\sigma_\varepsilon^2} \quad (4.8)$$

Die optimale Nachfrage der informierten Anleger hängt somit positiv von der Realisation von  $\theta$  und negativ von der Varianz des Störterms  $\varepsilon$ , der Rendite der sicheren Anlage  $R$  sowie dem Maß der absoluten Risikoaversion  $a$  ab. Während diese Variablen (mit Ausnahme von  $\theta$ ) jedoch alle Konstanten darstellen, besteht zwischen dem Preis des unsicheren Assets  $P$  und der Nachfrage  $X_I$  eine gegenseitige Interdependenz, da  $X_I$  als Teil der Gesamtnachfrage den stochastisch dynamischen Prozeß der Preisbildung mitbeeinflußt. Informierte Anleger könnten also ihr Nachfrageverhalten in einer Periode bewußt anpassen, um so den Preis in der nächsten Periode zu beeinflussen. Die Auswirkung einer solchen Aktion hängt jedoch entscheidend vom Nachfrageverhalten der nichtinformierten Anleger ab. Deren opti-

<sup>28</sup> Aus (4.3) und  $u = \theta + \varepsilon$  folgt, daß  $W_i$  eine Linearkombination von  $\varepsilon$  ist.

<sup>29</sup> Das bekannteste Beispiel in diesem Zusammenhang ist die Verwendung dieses Nutzenfunktionsstyps im Rahmen des Capital-Asset-Pricing-Modells. Vgl. hierzu u.a. Sharpe (1964) und Mossin (1966).

male Nachfrage wird im Gegensatz dazu unter Berücksichtigung der Preisdynamik gebildet, so daß bei rationaler Erwartungsbildung die durch Gleichung (4.8) beschriebene Strategie der informierten Anleger einkalkuliert wird. Somit hängt der Preisbildungsprozeß von der strategischen Interaktion der beiden Anlegertypen ab. Diesem Umstand muß jedoch bei der Ableitung der Nachfragefunktion der uninformierten Anleger Rechnung getragen werden, da die Zielfunktion in Abhängigkeit der Preisdynamik maximiert wird, was jedoch eine analoge Ableitung der Nachfragefunktion für die uninformierten Anleger erschwert. Grund hierfür ist die Tatsache, daß unter diesen Annahmen der bedingte Erwartungsnutzen in Abhängigkeit der Preisdynamik weder normalverteilt ist noch die gleichgewichtige Preisdynamik  $P^*$  stochastisch unabhängig von  $u$  ist. Hieraus folgt aber, daß die optimale Anlageentscheidung nicht mehr als eine Funktion nur vom Mittelwert und der Varianz des Vermögens abgeleitet werden kann.<sup>30</sup> Um dies zu gewährleisten wird als letzte zusätzliche Annahme ein linearer Zusammenhang bei der Preisbildung in Abhängigkeit des beobachtbaren Teils des Fundamentalwerts  $\theta$  und der Realisation des zufälligen Angebots des unsicheren Assets unterstellt. Dementsprechend ist die Preisbildung in Abhängigkeit von  $\lambda$ ,  $\theta$  und  $X^S$ , dem realisierten Angebot, wie folgt charakterisiert:

$$P(\lambda, \theta, X^S) = \alpha_1 + \alpha_2 w_\lambda(\theta, X^S) \quad (4.9)$$

Dabei faßt der Parameter  $w_\lambda$  den Zusammenhang zwischen Preisentwicklung des unsicheren Assets und der Realisation des Fundamentalwertes  $\theta$  in Abhängigkeit vom Angebot und für eine gegebene Zusammensetzung der informierten und uninformierten Anleger  $\lambda$  zusammen:

$$w_\lambda = \theta - \frac{a\sigma_\varepsilon^2}{\lambda} (X^S - E(X^S)) \quad (4.10)$$

Daher zeigt  $w_\lambda$ , inwieweit der Fundamentalwert des unsicheren Assets aus dessen Preisentwicklung abzulesen ist, da in Gleichung (4.10)  $w_\lambda$  proportional abhängt von  $\theta$  und gemäß Gleichung (4.9) somit auch proportional in die Preisbildung ein geht. Der zweite Term auf der rechten Seite von Gleichung (4.10) repräsentiert wiederum die Störung des Signals  $P$  über den tatsächlichen Fundamentalwert durch die Unsicherheit bezüglich des realisierten Angebots des Assets  $(X^S - E(X^S))$  sowie des Störterms  $\varepsilon$ . Andererseits wird die Qualität des Signals aber auch durch die Anzahl der im Markt befindlichen informierten Anleger über den Parameter  $\lambda$  beeinflußt. Je größer die Anzahl der informierten Teilnehmer im Markt, desto größer ist der Wert von  $\lambda$ . Gleichung (4.10) impliziert daher, daß die Qualität des Signals der Preisentwicklung für die Prognose des Wertes  $\theta$  umso besser wird, je mehr informierte Anleger im Markt sind, da mit steigendem  $\lambda$  der Einfluß der anderen Störgrößen auf die Preisentwicklung reduziert wird.<sup>31</sup> Diese Definition erscheint

<sup>30</sup> Anders ausgedrückt stellen die beiden zuvor erläuterten Annahmen die Voraussetzung für die Existenz derartiger Mittelwert-Varianz-Präferenzen dar.

<sup>31</sup> Zu beachten ist, daß Gleichung (4.10) nur für ein strikt positives  $\lambda$  definiert ist. Für den Fall, daß keine informierten Anleger im Markt sind und  $\lambda$  dementsprechend den Wert 0 annimmt, wird  $w_0 =$

hinsichtlich ihrer ökonomischen Interpretation durchaus plausibel, da der Informationsgehalt der Preisentwicklung steigen sollte, wenn mehr Anleger über die Realisation von  $\theta$  informiert sind. D.h., je mehr Anleger die Realisation von  $\theta$  kennen, desto stärker nähert sich die Preisentwicklung an  $\theta$  an und umso informativer – im Hinblick auf die Ausprägung von  $\theta$  – wird die Preisbildung aus Sicht der uninformatierten Anleger. Die Annahme einer linearen Struktur der Preisentwicklung in  $w_\lambda$  sichert jedoch darüber hinaus, daß der über die Preisdynamik bedingte Erwartungsnutzen der uninformatierten Anleger über ihr Vermögen ebenfalls normalverteilt ist, was eine Mittelwert-Varianz-Darstellung des Erwartungsnutzens im Vermögen uninformatierten Anleger  $W_U$  ermöglicht.

$$\begin{aligned} E(U(W_u)|P) &= \\ -\exp(-a[E(W_u|P) - a/2\text{Var}(W_u|P)]) &= \\ -\exp(-a[R\bar{W}_u + X_U(E(U|P) - RP) - a/2X_U^2\text{Var}(u|P)]) \end{aligned} \quad (4.11)$$

Aus Gleichung (4.11) läßt sich analog zum Vorgehen bei den informierten Anlegern die optimale Nachfrage der uninformatierten Anleger ableiten. Die hinreichende B.E.O. der Erwartungsnutzenfunktion aufgelöst nach  $X_U$  ergibt folgende Nachfragefunktion der uninformatierten Anleger:

$$X_U(P^*|P) = \frac{E(u^*|P^*(\theta, X^s) = P) - RP}{a \cdot \text{Var}(u^*|P^*(\theta, X^s) = P)} \quad (4.12)$$

Durch die Gleichungen (4.8) und (4.12) ist damit die Gesamtnachfrage nach dem unsicheren Asset theoretisch bestimmbar. Allerdings hängt die Nachfrage für beide Typen von  $\lambda$  ab, also dem Verhältnis zwischen informierten und uninformatierten Anlegern. Da jedoch ein Anleger zu jedem Zeitpunkt die Möglichkeit hat, von einem uninformatierten Anleger durch die Aufbringung der (Informations-)Kosten  $c$  zu einem informierten Anleger zu werden (wenn er dies für lohnenswert erachtet), stellt  $\lambda$  eine endogene Variable innerhalb des Modells dar. Daher muß im Rahmen der Herleitung einer gleichgewichtigen Preisdynamik auch die Veränderung von  $\lambda$  berücksichtigt werden. Aus den vorangegangenen Überlegungen kann die Gleichgewichtsbedingung dann wie folgt spezifiziert werden:

$$X^S = X^D = \lambda X_I(P_\lambda(\theta, \tilde{x})\theta) + (1 - \lambda)X_U(P_\lambda(\theta, \tilde{x}), P_\lambda^*) \quad (4.13)$$

Gleichung (4.13) verdeutlicht noch einmal die unterschiedliche Beliefstruktur für beide Anlegertypen über die Abhängigkeit der Nachfrage von  $\theta$  für die informierten Anleger und der (stochastischen) vergangenen Preisentwicklung  $P_\lambda^*$  für die uninformatierten Anleger. Gleichzeitig hängt die Nachfrage für beide Typen jedoch von der aktuellen Preisentwicklung  $P_\lambda(\theta, \tilde{x})$  ab, die wiederum von der Interaktion der beiden Anlegertypen über  $\lambda$  sowie den stochastischen Variablen  $\tilde{x}$  und  $\theta$  beeinflußt werden. Von entscheidender Bedeutung ist in diesem Zusammenhang, daß strategi-

---

$X^S$ . Diese Fallunterscheidung ist insbesondere im Hinblick auf die Ableitung der Preisdynamik als allgemeine Gleichgewichtslösung von Bedeutung.

sche Interaktionen auf zwei Ebenen stattfinden, nämlich zum einen über die Aktion von einem uninformierten Anleger zu einem informierten zu werden, was sich in einer Änderung von  $\lambda$  widerspiegelt, und zum anderen über die Möglichkeit der strategischen Beeinflussung der Preisdynamik von Seiten der informierten Anleger. Letzteres kann beispielsweise dadurch erfolgen, daß informierte Anleger bewußt ihre Nachfrage nach dem unsicheren Asset anpassen, um den Informationsgehalt der Preisdynamik zu senken und sich so Vorteile beim Handel mit uninformierten Anlegern zu verschaffen.<sup>32</sup>

Rationales Verhalten der Wirtschaftssubjekte impliziert somit, wie bereits erwähnt, daß sich die Preisdynamik als Resultat dieses strategischen Interaktionsprozesses realisieren muß. Technisch entspricht dies im vorgegebenen Modellrahmen der Ableitung eines BNE, in dem sowohl die Erwartungsbildung der Individuen, insbesondere der uninformierten Anleger, (sequentiell) rational und konsistent ist als auch die Aktionen aller Anleger (informiert und uninformiert) hinsichtlich ihrer Informationsmenge optimal, also nutzenmaximierend sind. Vereinfacht ausgedrückt ist eine Preisdynamik in diesem Modell nur dann konsistent mit den Rationalitätsannahmen, wenn alle informierten Anleger informiert und vor allem alle uninformierten Anleger uninformiert bleiben wollen, also ihre Typentscheidung nicht im Nachhinein bereuen.

Wäre der erwartete Nutzen eines informierten Anlegers strikt größer als der eines uninformierten Anlegers, so bestünde der Anreiz für Letztere,  $c$  zu investieren und ebenfalls informiert zu werden, so daß  $\lambda$  steigt. Gemäß Gleichung (4.9) hätte dies aber Rückwirkungen auf die Preisentwicklung des unsicheren Assets, was im Widerspruch zur konsistenten Erwartungsbildung der uninformierten Anleger steht, wodurch diese Situation kein Bayesianisches Gleichgewicht darstellen kann. Eine gleichgewichtige Preisdynamik ist aus diesem Grund nur dann gegeben, wenn sich langfristig eine Situation einstellt, in der sich  $\lambda$  nicht mehr verändert, also alle uninformierten Anleger auch dauerhaft uninformiert bleiben, bzw. der stochastische Prozeß  $P_\lambda^*$  zu einer stationären (Normal-)Verteilung konvergiert. Grossman und Stiglitz beweisen schließlich in einem zweistufigen Vorgehen, daß unter den getroffenen Annahmen und insbesondere der linearen Struktur des Preisbildungsprozesses für jede Ausgangssituation ein solcher stationärer Zustand erreicht wird. In der ersten Stufe wird die Anreizbedingung für ein konstantes  $\lambda$  definiert. Hierzu wird eine Fallunterscheidung bezüglich dreier möglicher Szenarien betrachtet. Für den Fall, daß alle Anleger informiert sind, also  $\lambda = 1$  gilt, ist Anreizkompatibilität und somit die Konstanz von  $\lambda$  nur gegeben, wenn der erwartete Nutzen informiert zu sein strikt größer ist als der erwartete Nutzen uninformiert zu sein und zwar unabhängig von der Preisdynamik  $P_\lambda^*$ . Umgekehrt ist  $\lambda = 0$  genau dann stabil für alle möglichen

<sup>32</sup> Ein Beispiel hierfür wäre eine bewußt niedrige Nachfrage der informierten Anleger in einer Periode trotz eines relativ hohen (von ihnen beobachteten)  $\theta$ . Dies würde c.p. eine niedrigere Erwartung der uninformierten Anleger über die Realisation von  $\theta$  zur Folge haben. Eine solche Strategie ist genau dann sinnvoll, wenn der niedrigere Ertrag in dieser Periode durch höhere Erträge in den Folgeperioden überkompensiert würde. Möglich wäre dies, wenn der Einfluß dieser Maßnahme auf die Erwartungsbildung der uninformierten Anleger länger andauert, also über mehrere Perioden wirkt.

Preisfolgen  $P_\lambda^*$ , wenn der erwartete Nutzen der uninformatierten Anleger strikt höher ist als der eines informierten Anlegers. Für den (interessantesten) Fall einer gemischten Population von informierten und uninformatierten Anlegern im Markt, also  $0 < \lambda < 1$ , wird angenommen, daß Anreizkompatibilität genau dann besteht, wenn der erwartete Nutzen für beide Typen identisch ist für alle erdenklichen Preisfolgen  $P_\lambda^*$ . Der letzte Fall des sog. „Overall Equilibrium“<sup>33</sup> Konzepts entspricht im Wesentlichen der Formulierung eines Nash-Gleichgewichts in gemischten Strategien.<sup>34</sup> Dabei ist das Vermögen der informierten Anleger in diesem Fall wie folgt gegeben:

$$W_I^\lambda = R(\bar{W}_i - c) + [u - RP_\lambda(\theta, \bar{x})]X_I(P_\lambda(\theta, \bar{x})\theta) \quad (4.14)$$

Das Vermögen eines uninformatierten Anlegers läßt sich wiederum beschreiben durch:

$$W_U^\lambda = R\bar{W}_i + [u - RP_\lambda(\theta, \bar{x})]X_U(P_\lambda(\theta, \bar{x}), P_\lambda^*) \quad (4.15)$$

Im Wesentlichen besteht somit der Unterschied im Vermögen der beiden Typen darin, daß die informierten Anleger die Kosten  $c$  tragen müssen, dafür aber über die Beobachtung von  $\theta$  eine genauere Information über die tatsächliche Rendite des unsicheren Assets  $u$  besitzen als die uninformatierten Anleger, die ihre Erwartungen lediglich über die Beobachtung der Preisdynamik  $P_\lambda^*$  bilden können. Durch Einsetzen dieser Gleichungen in die Nutzenfunktion und unter Berücksichtigung aller oben beschriebenen Annahmen läßt sich dann der bedingte Erwartungsnutzen für beide Typen berechnen. Aus der linearen Preisstrukturannahme sowie der Normalverteilungsprämisse ergibt sich für den Quotienten des Erwartungsnutzens der beiden Typen damit:

$$\frac{E[U(W_I^\lambda)]}{E[U(W_U^\lambda)]} = e^{ac} \sqrt{\frac{Var(u^*|\theta)}{Var(u^*|w_\lambda)}} \quad (4.16)$$

Bei der Ableitung dieses Terms wird zum einen auf die Annahme der stochastischen Unabhängigkeit zwischen den einzelnen Zufallsvariablen zurückgegriffen. Zum anderen wird der Beweis durch die Normalverteilungsannahme über die beiden Vermögensparameter sowie die lineare Struktur und die Mittelwert-Varianz Darstellung der CARA-Nutzenfunktion vereinfacht.<sup>35</sup> Da jedoch aus der Anreizbedingung für  $0 < \lambda < 1$  folgt, daß der Erwartungsnutzen der beiden Typen identisch ist, muß der Wert dieses Quotienten folglich gleich 1 sein. Dementsprechend hängt der Quotient, neben den Konstanten  $c$  und  $a$ , maßgeblich von dem Verhältnis der bedingten Varianzen für die Rendite des unsicheren Assets  $u^*$  für die informierten und uninformatierten Anleger ab. Der zweite Schritt des Beweises erfolgt dann, indem gezeigt

<sup>33</sup> Vgl. Grossman und Stiglitz (1980), S. 398.

<sup>34</sup> Ebenso kann man die ersten beiden Fälle in Analogie als Nash-Gleichgewichte in reinen Strategien auffassen.

<sup>35</sup> Für die genaue Herleitung des Beweises sei auf Grossman und Stiglitz (1980), S. 405ff. verwiesen.

wird, daß Gleichung (4.16) zum einen eine streng monoton steigende Funktion in  $\lambda$  ist und zum anderen für die Grenzwerte  $\lambda = 0$  und  $\lambda = 1$  der resultierende Funktionswert jeweils kleiner bzw. größer als 1 ist. Aufgrund der strengen Monotonie in  $\lambda$  existiert somit ein eindeutiges  $\lambda$ , bei dem Gleichung (4.16) und somit die Anreizbedingung für den Fall  $0 > \lambda > 1$  und damit für alle drei betrachteten Fälle erfüllt ist. Somit konvergiert für alle möglichen Ausgangssituationen der stochastische Preisbildungsprozeß  $P_\lambda^*$  zu einem stationären Zustand, bei dem das Verhältnis zwischen informierten und uninformierten Anlegern konstant bleibt, was Ziel des Beweises war.

Zusammenfassend lässt sich demnach eine Preisdynamik im Modell von Grossman und Stiglitz ableiten, die gleichzeitig als Lernprozeß über die uninformierten Anleger hinsichtlich der Renditeerwartungen eines risikobehafteten Assets fungiert. Die Tatsache, daß die Preisdynamik als Lernprozeß der Markakteure innerhalb eines strategischen Interaktionsprozesses beschrieben wird ist das Hauptcharakteristikum des Rational-Expectations-Ansatzes. Die mikrostrukturelle Fundierung wird aus der Ableitung der individuellen Nutzenmaximierung eines Anlegers offenbar. Im Gegensatz zu den Modellen der New-open-macroeconomics ist diese jedoch nicht von makroökonomischen Aspekten geprägt, sondern maßgeblich von der Informationsstruktur der Marktteilnehmer (informiert vs. uninformiert) und der strategischen Interaktion zwischen diesen unterschiedlich informierten Typen. Der Fokus der Preisentwicklung liegt somit auf der Beobachtung des Preisbildungsprozesses an sich und wird nicht über Anpassungen auf anderen Märkten abgeleitet. Die Ableitung und Charakterisierung der Preisdynamik im Rational-Expectations-Ansatz spiegelt daher zumindest in dieser Hinsicht Abläufe wider, die auch auf Finanzmärkten zu beobachten sind. Ähnlich wie die uninformierten Anleger im Modell aus der Preisdynamik versuchen, auf den tatsächlichen Wert eines Assets zu schließen, wird in der Realität insbesondere im Bereich der sog. Chartanalyse aus vergangenen Preisentwicklungen die zukünftige Wertentwicklung eines Wertpapiers abgeleitet.

Freilich sind die Methoden einer solchen Chartanalyse weit weniger anspruchsvoll, als der im Rational-Expectations-Ansatz unterstellte Lernprozeß, da letzterer die Preisdynamik u.a. hinsichtlich ihrer Rückwirkungen auf Nachfrageverhalten und Angebotsschocks hin analysiert, während reine Chartanalyse lediglich eine autoregressive Beziehung zwischen Assetpreisen unterstellt. Dennoch ermöglicht es dieser Ansatz, spekulatives Verhalten der Anleger im Markt als vernunftbestimmte Reaktion darzustellen, wodurch Marktanalysen auf einer völlig neuen Ebene ermöglicht werden. Das Prinzip des Rational-Expectation-Ansatzes ist somit auch im Hinblick auf eine finanzmarktorientiertere Betrachtung der Wechselkursentwicklung anwendbar, wobei der Wechselkurs dem Preis der unsicheren Anlage im Modellrahmen entspricht. Ein Beispiel hierfür stellt das Modell von Bacchetta und van Wincoop (2006) dar, in dem eine vergleichbare Preisdynamik – allerdings unter Berücksichtigung heterogener Beliefstrukturen über makroökonomische Fundamentaldaten – abgeleitet wird.<sup>36</sup>

---

<sup>36</sup> Auf dieses Modell wird am Ende dieses Kapitels noch genauer eingegangen.

Der Rational-Expectations-Ansatz ist jedoch als Erklärungsansatz für die Abläufe am Devisenmarkt nicht uneingeschränkt geeignet, da wesentliche Aspekte der Praxis des Devisenhandels nicht in den Modellrahmen integriert werden. So bleibt zum einen die dezentrale Handelsstruktur des Devisenmarkts im Rational-Expectations-Ansatz unberücksichtigt, zum anderen wird der eigentliche Handelsprozeß zwischen den einzelnen Devisenhändlern nicht explizit modelliert, sondern lediglich die Preisentwicklung des Assets. Die Zusammenführung von Kauf- und Verkaufsaufträgen sowie die Festlegung des Preises für eine bestimmte Transaktion geschieht durch einen im Modellhintergrund agierenden Marketmaker, der aus nicht definierter Motivation heraus zwar das Marktgeschehen entscheidend beeinflußt, jedoch nicht als strategischer Spieler ins Marktgeschehen eingreift. Der Begriff des Marketmakers kann dabei als Personifizierung der sprichwörtlichen „unsichtbaren Hand des Marktes“ gesehen werden. In der Praxis des Devisenhandels, wie auch auf den meisten anderen Finanzmärkten, übernehmen Broker in der Regel die Funktion eines solchen Marketmakers, tun dies aber aus wohldefiniertem (pekuniären) Interesse heraus und sind außerdem als strategische Spieler im Devisenmarktgeschehen anzusehen. Daher liefert der Rational-Expectations-Ansatz keine Erkenntnisse darüber, wie Preisanpassungen auf einem (Finanz-)markt umgesetzt werden. Stattdessen wird implizit unterstellt, daß eine Preisanpassung auf geänderte Angebots- und Nachfrageverhältnisse im Sinne der Walrasianischen Preissetzung erfolgt. Aus diesem Grund werden Modelle auf Grundlage des Rational-Expectations-Ansatz auch häufig als „Implicit Auctioneer Models“ bezeichnet.<sup>37</sup> Im Hinblick auf die Bedeutung des Marketmakers bzw. Brokers in der Finanzmarktpraxis stellt diese Tatsache jedoch eine erhebliche Einschränkung dieses mikrostrukturellen Ansatzes dar, was nicht zuletzt zur Formulierung alternativer Mikrostrukturansätze geführt hat.

#### 4.2.2 *Kyle-Modell*

Die explizite Berücksichtigung eines strategisch handelnden Marketmakers ist dagegen essentieller Bestandteil des Kyle-Modells (Kyle, 1985), das als Grundmodell für die zweite Klasse der Mikrostrukturansätze dient. Als Spieler stehen sich hier ein informierter Händler, ein risikoneutraler Marketmaker sowie ein nicht strategisch agierender sog. Noise-Trader gegenüber. Der informierte Händler verfügt zu Beginn einer Handelsperiode über private Informationen bezüglich der Realisation des Fundamentalwertes eines risikobehafteten Assets. Auf dieser Grundlage fragt er die Menge  $\tilde{x}$  des Assets nach. Zeitgleich treten neben dem informierten Händler auch uninformede Händler – im Folgenden als Noise-Trader bezeichnet – am Markt auf und geben ihre Mengenquotierung  $\tilde{v}$  ab. Im Gegensatz zum informierten Händler wird jedoch ihr Verhalten nicht von einem bestimmten Nutzenkalkül bestimmt, sondern erfolgt zufällig. Die resultierende Gesamtauftragsmenge  $\tilde{x} + \tilde{v}$  weist dabei ein negatives Vorzeichen auf, wenn die Verkaufsaufträge für das

---

<sup>37</sup> Vgl. u.a. Lyons (2001).

Asset die Anzahl der Kaufaufträge übersteigt. Daher entspricht  $\tilde{x} + \tilde{v}$  dem gerichteten Netto-Auftragsfluß für das unsichere Asset in der betrachteten Periode. Der durch den Auftragsfluß ausgedrückte Nachfrage- bzw. Angebotsüberschuß wird in jeder Periode von einem sog. Marketmaker ausgeglichen. Wie ein Broker sammelt er Kauf- und Verkaufsaufträge und entscheidet über den jeweiligen Transaktionspreis. Im Unterschied zu einem Broker in der Finanzmarktpfaxis ist ein Marketmaker jedoch immer bereit, ein Ungleichgewicht am Markt auszugleichen und damit einen Marktpreis festzulegen. Im Kyle-Modell wird hierzu angenommen, daß der Marketmaker über einen unendlichen Vorrat der gehandelten Assets verfügt und zudem den gesamten Nachfrage- oder Angebotsüberschuß zu einem einheitlichen Preis bereinigt, also seine Preisquotierung keine Bid-Ask-Spreads beinhaltet. Diese Preisquotierung  $\tilde{P}$  determiniert den Marktpreis des Assets in der betrachteten Handelsperiode und ist im Gegensatz zum Fundamentalwert für alle Marktteilnehmer beobachtbar. Für den Marketmaker ergibt sich hierbei das Problem, daß er bspw. bei der Beseitigung eines Nachfrageüberschusses  $\tilde{x} + \tilde{v} > 0$  einen ökonomischen Verlust erleidet, wenn sein gewähltes  $\tilde{P}$  niedriger ist als der Fundamentalwert  $\tilde{F}$  des Assets. In diesem Fall macht der informierte Händler jedoch einen Gewinn in Höhe von  $(\tilde{P} - \tilde{F}) \cdot \tilde{x}$ , sofern seine nachgefragte Menge  $\tilde{x} > 0$  ist. Da der Marketmaker allerdings weiß, daß der informierte Händler den Fundamentalwert des Assets vor seiner Quotierung kennt und seine Nachfrage als rationaler Akteur gewinnmaximierend wählen wird, liefert die quotierte Menge  $\tilde{x}$  Informationen über die Realisation von  $\tilde{F}$ . Allerdings beobachtet der Marketmaker lediglich den Gesamtauftragsfluß  $\tilde{x} + \tilde{v}$ , d.h., er kann nicht zwischen den Aufträgen der uninformierten und der informierten Händler unterscheiden. Der Auftragsfluß stellt daher nur ein gestörtes Signal für den Marketmaker über den Fundamentalwert des Assets dar, auf dessen Grundlage er seine Preisstrategie anpassen kann, die somit abhängig ist vom Verhalten des informierten Händlers. Insofern läßt sich das Kyle-Modell als ein sequentielles Spiel mit privater Information zwischen dem informierten Händler und dem Marketmaker sowie den Noise-Tradern als Störkomponente interpretieren. Dabei entspricht die Aktionsmenge der informierten Händler in jeder Periode der Menge aller möglichen Mengenquotierungen  $\tilde{X} \in \mathfrak{R}$  und die des Marketmaker der Menge aller möglichen Preisquotierungen  $\tilde{P} \in \mathfrak{R}$ . Der schematische Ablauf des Handelsprozesses innerhalb einer Zeitperiode  $t$  wird in Abbildung 4.7 noch einmal zusammengefaßt.

Eine optimale Strategie  $X^*$  für den informierten Händler bzw.  $P^*$  für den Marketmaker bezeichnet in einem derartigen Spiel demnach einen Handlungsplan, der die gewählte Aktion vor dem Hintergrund der Rückwirkung auf die Handlungsweise des jeweiligen Gegenspielers berücksichtigt, so daß der eigene erwartete Nutzen maximiert wird. Formal ausgedrückt muß für eine optimale Strategie  $X^*$  des informierten Händlers bei gegebener Preisstrategie des Marketmakers  $P$  gelten, daß der Erwartungsnutzen bei der Wahl von  $X^*$  immer größer oder gleich dem Erwartungsnutzen aller anderen möglichen Strategien  $X' \in \tilde{X}$  ist. Da jedoch dem informierten Händler zusätzlich die Realisation des Fundamentalwertes zum Zeitpunkt seiner Entscheidung bekannt ist, hängt seine optimale Strategie  $X^*$  auch von  $\tilde{F}$  ab. Unter Berücksichtigung der Annahme der Risikoneutralität kann eine optimale Strategie

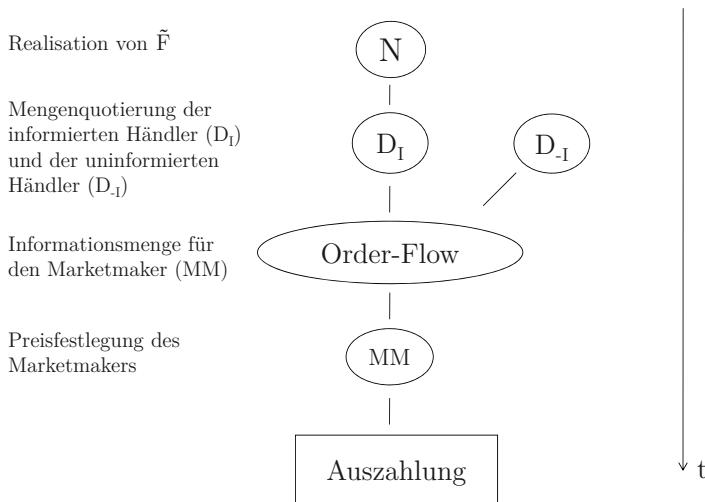


Abb. 4.7 Spielstruktur im Kyle-Modell innerhalb einer Handelsperiode

$X^*$  wie folgt beschrieben werden:

$$E[\pi_I(X^*, P) | \tilde{F} = F] \geq E[\pi(X', P) | \tilde{F} = F] \quad (4.17)$$

Dabei entspricht  $\pi_I$  der Objektfunktion, also dem Gewinn des informierten Händlers der, wie zuvor beschrieben, sowohl von der Wahl der Strategie des informierten Händlers als auch der des Marketmakers abhängt und  $F$  der beobachteten Ausprägung der Zufallsvariablen  $\tilde{F}$ , also dem Fundamentalwert des Assets. Analog dazu läßt sich eine optimale Strategie des Marketmakers wie folgt formulieren:

$$E[\pi_{MM}(P^*, X) | \tilde{x} + \tilde{v}] \geq E[\pi_{MM}(P', X) | \tilde{x} + \tilde{v}] \quad (4.18)$$

Von Kyle (1985) wird jedoch vereinfachend angenommen, daß der Marketmaker Nullgewinne erzielt, was z.B. als Ergebnis eines Bertrand-Wettbewerbs zwischen verschiedenen Marketmakern ökonomisch gerechtfertigt werden kann. Diese Bedingung ist aber genau dann erfüllt, wenn der Marketmaker den Transaktionspreis exakt gleich dem von ihm (bedingt über seine Beobachtung des Auftragsflusses) erwarteten Fundamentalwert des Assets wählt. Folglich vereinfacht sich Gleichung (4.18) zu:

$$E[\pi_{MM}(P^*, X) | (\tilde{x} + \tilde{v})] = E[\tilde{F} | (\tilde{x} + \tilde{v})] \quad (4.19)$$

Ein (durchaus beabsichtigter) Effekt dieser zusätzlichen Annahme liegt darin begründet, daß die optimale Preissetzungsstrategie des Marketmakers somit schwach informationseffizient im Sinne von Fama (1970) ist, da der vom Marketmaker fest-

gesetzte Marktpreis unter Berücksichtigung aller öffentlich verfügbarer Informationen, nämlich dem Auftragsfluß  $\tilde{x} + \tilde{v} \equiv y$ , genau dem erwarteten Fundamentalwert entspricht.<sup>38</sup> Beide optimalen Strategien sind jedoch abhängig von der Strategie des anderen Marktteilnehmers, so daß ein Nash-Gleichgewicht in diesem Spiel nur gegeben ist, wenn beide Bedingungen gleichzeitig erfüllt sind, also

$$E[\pi_I(X^*, P^*)|\tilde{F} = F] \geq E[\pi(X', P^*)|\tilde{F} = F] \quad (4.20)$$

sowie

$$E[\pi_{MM}(P^*, X^*)|(\tilde{x} + \tilde{v})] = E[\tilde{F}|(\tilde{x} + \tilde{v})] \quad (4.21)$$

Das Problem ist jedoch, daß der Beweis für die Existenz und insbesondere die algebraische Ableitung eines solchen Gleichgewichts, wie bereits im Rational-Expectations-Ansatz, nur unter zusätzlichen Annahmen möglich ist. Grundvoraussetzung ist dabei zunächst, daß die Strategien für beide Spieler durch eine mathematische Funktion in Abhängigkeit von den jeweiligen Aktionsräumen sowie der Strategie des jeweils anderen Spielers darzustellen sind. Analog zum Vorgehen beim Rational-Expectations-Ansatz wird im Folgenden unterstellt, daß die optimalen Strategien für beide Spieler als lineare Funktionen beschrieben werden können und gleichzeitig die Zufallsvariablen  $\tilde{F}$  und  $\tilde{v}$  normalverteilt mit  $\tilde{F} \sim N(p_0, \varepsilon_0)$  bzw.  $\tilde{v} \sim N(0, \sigma_0)$  und beiden Spielern bekannt sind. Für die optimale Strategie des informierten Händlers ergibt sich mit  $X^* = f(\tilde{F}) = \alpha + \beta \cdot F = \tilde{x}$  somit eine lineare Abhängigkeit der nachgefragten Menge des informierten Händlers von der Realisation des Fundamentalwertes. Für den Marketmaker wiederum kann  $P^* = f(\tilde{x} + \tilde{v}) = \mu + \lambda \cdot y = P$  abgeleitet werden, was eine lineare Abhängigkeit des vom Marketmaker festgesetzten Transaktionspreises vom realisierten Auftragsfluß  $y$  impliziert. Dabei bezeichnen  $\alpha, \beta, \lambda, \mu \in \mathbb{R}$  jeweils Konstanten. Ausgehend von den obigen Gleichgewichtsbedingungen kann unter diesen Voraussetzungen zumindest für das One-Shot-Game ein eindeutiges Nash-Gleichgewicht abgeleitet werden. Die optimalen Strategien für den informierten Händler und den Marketmaker sind in diesem Fall charakterisiert durch:

$$\begin{aligned} X^* &= f(\tilde{F}) = \beta \cdot (\tilde{F} - p_0) \\ P^* &= f(\tilde{x} + \tilde{v}) = p_0 + \lambda(\tilde{x} + \tilde{v}) \end{aligned} \quad (4.22)$$

Beide Strategien beschreiben somit lineare Funktionen von  $\tilde{F}$  bzw.  $\tilde{x} + \tilde{v} = y$ , wobei  $\alpha = -(\beta \cdot p_0)$ ,  $\beta = \sqrt{(\sigma_0^2 / \varepsilon_0)}$ ,  $\mu = p_0$  sowie  $\lambda = 1/2\sqrt{\varepsilon_0 / \sigma_0^2}$  sind.<sup>39</sup> Im Ergebnis gibt der informierte Händler demnach eine positive Mengenquotierung  $\tilde{x} > 0$  für das unsichere Asset genau dann ab, wenn der Fundamentalwert des unsicheren

<sup>38</sup> Dieses Ergebnis ist insbesondere für die weiteren Überlegungen in Kyle (1985) essentiell, spielt jedoch für die weiteren Überlegungen in Bezug auf den Devisenmarkt keine entscheidende Rolle.

<sup>39</sup> Die Ableitung des optimalen Strategienpaares nutzt dabei die (bekannte) lineare Struktur sowie die Normalverteilung der Zufallsvariablen aus. Analog zur Herleitung der Preisdynamik im Rational-Expectations-Ansatz stellt dies die einzige lineare Lösung des Spiels dar, schließt jedoch mögliche nicht-lineare Lösungen nicht zwangsläufig aus. Für eine genauere Betrachtung

Assets größer ist als dessen Erwartungswert. Dabei ist die Menge  $\tilde{x}$  umso größer, je höher die Differenz zwischen Fundamentalwert und Erwartungswert des unsicheren Assets ist und je größer der Quotient zwischen der Varianz des Auftragsflusses der uninformatierten Anleger und der Varianz der Ausprägung des Fundamentalwertes ist. Je größer  $\sigma_0$  ist, desto schwieriger wird es c.p. für einen Marketmaker aus dem Gesamtauftragsfluß  $y = \tilde{x} + \tilde{v}$  auf die Menge des informierten Händlers und damit auf den von ihm beobachteten Fundamentalwert zu schließen, um den Preis der Transaktion entsprechend anzupassen, was im Endeffekt den realisierbaren Gewinn des informierten Händlers erhöht. Bemerkenswert ist jedoch, daß der Absolutbetrag des Auftragsflusses des informierten Händlers c.p. negativ von der Varianz des Fundamentalwertes abhängt, da  $\beta$  umso kleiner ist, je größer  $\varepsilon_0$  ist. Die Intuition hinter dieser auf den ersten Blick etwas überraschenden Erkenntnis liegt in dem Anreiz des informierten Händlers begründet, seine Information bezüglich  $\tilde{F}$  vor dem Marketmaker zu verschleiern. Da die Unsicherheit über die tatsächliche Ausprägung des Fundamentalwertes mit größerer Varianz zunimmt, ist es für den Marketmaker bei der Bestimmung des Transaktionspreises umso wichtiger, aus dem Verhalten des informierten Händlers Informationen über  $\tilde{F}$  abzuleiten. Dadurch, daß Letzterer aber seine absolute Kaufs- bzw. Verkaufsaufträge gering hält, ist es für den Marketmaker deutlich schwieriger, aus dem Gesamtauftragsfluß  $y$  den Anteil des informierten Händlers abzuleiten und damit einen aus seiner Sicht angemessenen Transaktionspreis zu wählen. Insofern berücksichtigt die optimale Strategie  $X^*$  des informierten Händlers die Gewinnchancen aus einer für ihn vorteilhafteren Preissetzung des Marketmakers, die durch eine strategisch niedrigere Mengenquotierung induziert wird. Somit profitiert der informierte Händler von einer größeren Varianz in beiden Zufallsvariablen, da sich im Nash-Gleichgewicht des One-Shot-Games der (unbedingte) erwartete Gewinn des informierten Händlers wie folgt ergibt:

$$E[\pi_I(X^*, P^*)] = \frac{1}{2} \cdot \sqrt{(\sigma_0^2 \cdot \varepsilon_0)} \quad (4.23)$$

Der erwartete Gewinn des informierten Händlers verhält sich also proportional sowohl hinsichtlich der Unsicherheit über den Auftragsfluß der uninformatierten Händler  $\sigma_0^2$  als auch hinsichtlich der Unsicherheit bezüglich der Ausprägung von  $\tilde{F}$  also  $\varepsilon_0$ . Die Gründe dafür unterscheiden sich jedoch: Während die optimale Strategie  $X^*$  die Unsicherheit über  $\tilde{v}$  ausnutzt, indem die gehandelte Menge erhöht wird, ohne daß sich die Marktpreissetzung des Marketmakers zu stark an den wahren Fundamentalwert annähert, resultiert der höhere erwartete Gewinn aus der Unsicherheit über  $\tilde{F}$  aus der zu erwartenden größeren Differenz zwischen Fundamentalwert und Transaktionspreis, die die c.p. geringere Gesamtmenge  $\tilde{x}$  überkompensiert.

Die optimale Strategie des Marketmakers  $P^*$  wiederum impliziert, daß der von ihm gewählte Marktpreis letztlich um den Erwartungswert des Fundamentalwertes des unsicheren Assets  $p_0$  gesetzt wird, wobei ein Preisaufschlag (-abschlag) von diesem genau dann erfolgt, wenn der Gesamtauftragsfluß positiv (negativ) ausfällt.

---

sei auf Kyle (1985, S.1319) verwiesen. Zu beachten ist, daß bei Kyle (1985) fälschlicherweise  $\lambda = 2 \cdot (\sqrt{\varepsilon_0 / \sigma_0^2})$  angegeben wird.

Das bedeutet, der Marktpreis schwankt in Abhängigkeit des beobachteten Auftragsflusses um den unbedingten Erwartungswert von  $\tilde{F}$ . Die Höhe der Anpassung für einen gegebenen Gesamtauftragsfluß  $y$  ist dabei ebenfalls über den Parameter  $\lambda$  von  $\varepsilon_0$  und von  $\sigma_0$  abhängig, jedoch jeweils reziprok zu dem Proportionalitätsfaktor der optimalen Nachfrage des informierten Händlers  $\beta$ . Im Ergebnis bedeutet dies, daß ein Marketmaker einen positiven Nettoauftragsfluß  $y > 0$  nur dann mit einem relativ geringeren Preisaufschlag beantwortet, wenn gleichzeitig der Anteil der informierten Händler am Gesamtauftragsfluß schwer zu bestimmen ist (großes  $\sigma_0$ ) und der Vorteil der informierten Händler in der Beobachtung des Fundamentalwertes gegenüber dem Marketmaker verhältnismäßig gering ist (kleines  $\varepsilon_0$ ).<sup>40</sup> Ist dagegen die Varianz von  $\tilde{F}$  groß und somit der Informationsvorteil der informierten Händler beträchtlich und gleichzeitig das Nachfrageverhalten der uninformierten Händler gut prognostizierbar, ziehen auch geringe Auftragsflußvolumina eine signifikante Preisanziehung nach sich, da der Gesamtauftragsfluß  $y$  für den Marketmaker in diesem Fall einen hohen Informationsgehalt im Hinblick auf die Realisation von  $\tilde{F}$  besitzt. In letzterem Fall wird somit der tatsächliche Transaktionspreis im Mittel viel näher am Fundamentalwert liegen als im ersten (Extrem-)Szenario.

Die hergeleitete Strategie  $P^*$  determiniert zwar einen Transaktionspreis auf dem Markt, eine richtige Preisdynamik wie im Rational-Expectations-Ansatz jedoch läßt sich nur durch eine permanente Wiederholung des obigen Spiels ableiten. Kyle modelliert daher eine sequentielle Abfolge des One-shot-games innerhalb eines vorgegebenen Zeitintervalls  $t \in \{0, 1, \dots, N\}$ . Innerhalb dieses Zeitintervalls, das man als Handelstag interpretieren könnte – wobei  $t = 0$  dem Zeitpunkt der Handelseröffnung und  $t = N$  dem Handelsschluß des Marketmakers entspricht – finden eine Vielzahl von Handelsrunden statt, die dem Muster des One-Shot-Games entsprechen. Eine Handelsrunde beinhaltet demnach jeweils eine Mengenquotierung des informierten Händlers zum Zeitpunkt  $n$ ,  $\tilde{x}_n$ , eine Preisquotierung des Marketmakers  $\tilde{p}_n$  sowie eine zufällige Festlegung des Auftragsflusses der uninformierten Händler  $\tilde{v}_n$ . Die vom informierten Händler zu Beginn der Handelstage beobachtete Realisation des Fundamentalwertes  $\tilde{F}$  bleibt dagegen in allen folgenden Handelsrunden bestehen. Durch die Wiederholung des Spiels verändern sich allerdings sowohl die Informations- als auch die Aktionsräume der beiden Spieler, so daß bei der Ableitung eines BNE auch die Anforderungen an eine optimale Strategie steigen. Eine optimale Strategie in einem sequentiellen Spiel mit Unsicherheit impliziert die Formulierung einer konkreten Handlungsanweisung auf jeder Stufe des Spiels unter Berücksichtigung aller möglichen Umweltzustände, die durch die Rahmenbedingungen des Spiels gesetzt sind. Daher sind zunächst diese Rahmenbedingungen, also die Modellierung der Unsicherheit, zu klären, bevor eine Ableitung der optimalen Strategien und der daraus resultierenden Preisdynamik möglich wird.

Den Ausgangspunkt hierfür bildet die zeitliche Differenz bzw. der Zeitraum zwischen zwei beliebigen Handelsrunden innerhalb des Handelsprozessintervalls  $N$

<sup>40</sup> Die hohe Unsicherheit beim Verhalten der uninformierten Händler senkt den Informationsgehalt des Gesamtauftragsflusses und die geringe Schwankung des Fundamentalwertes des Assets wiederum erhöht die unbedingte Wahrscheinlichkeit, daß die Realisation von  $\tilde{F} = F$  nahe am Mittelwert von  $p_0$  liegt.

definiert als  $\Delta t_n$ . Im dynamischen Kontext des wiederholten Spiels kann die Veränderung der Zufallsvariablen  $\tilde{v}_n$  von einer Handelstransaktion zur nächsten als  $\Delta \tilde{v}_n = \tilde{v}_n - \tilde{v}_{n-1}$  definiert werden, wobei  $\Delta \tilde{v}_n$  dann einen stochastischen Prozeß beschreibt, der gewissermaßen dem dynamischen Gegenstück des Schocks  $\tilde{v}$  im One-Shot-Game entspricht. Das Verhalten der uninformierten Anleger ist somit durch die stochastische Folge  $(\Delta \tilde{v}_1, \dots, \Delta \tilde{v}_n, \dots, \Delta \tilde{v}_N)$  determiniert, welche wie im One-Shot-Game das Verhalten des Marketmakers und damit die Preisdynamik entscheidend beeinflußt. Um die Strategie des Marketmakers bzw. des informierten Händlers in diesem dynamischen Modell abzuleiten, bedarf es analog zur Normalverteilungsannahme von  $\tilde{v}$  im One-Shot-Game einer Spezifizierung der stochastischen Eigenschaften dieses Prozesses. Kyle (1985) unterstellt dazu, daß die Veränderungen der Nachfrage der uninformierten Händler einem sog. Martingalprozeß folgen, d.h., die einzelnen Elemente der Folge  $\Delta \tilde{v}_n$  sind normalverteilt mit einem Erwartungswert von Null und einer Varianz  $\sigma_v \Delta t_n$  und insbesondere unabhängig von den vorangegangenen Ausprägungen.<sup>41</sup>

Unter Berücksichtigung dieser Annahmen ergibt sich der Auftragsfluß in einer beliebigen Periode durch  $\tilde{x}_n + \tilde{v}_n$ , der in jeder Periode  $n$  beobachtet werden kann. Da der Marketmaker weiß, daß die Nachfrage der uninformierten Anleger einem Martingalprozeß unterliegt, kann er ähnlich wie im One-Shot-Game aus dem Auftragsfluß Rückschlüsse auf das Nachfrageverhalten der informierten Anleger ziehen. Im Gegensatz zum einperiodigen Spiel ist für den Marketmaker aber weniger die tatsächliche Ausprägung von  $\tilde{x}_n + \tilde{v}_n$  in einer Periode relevant, sondern vielmehr die Entwicklung bzw. Veränderung des Nettoauftragsflusses über die vorangegangenen Handelsperioden. Je weiter die Entwicklung des Auftragsflusses von der Realisation eines Martingalprozesses abweicht, desto dominanter ist der Einfluß der informierten Händler am Markt, was wiederum bessere Rückschlüsse auf die private Information der informierten Händler über die Realisation des Fundamentalwertes zuläßt. Daher ist die Preissetzung des Marketmakers in einer beliebigen Handelsperiode  $\tilde{p}_n$  abhängig von allen vergangenen Ausprägungen des Auftragsflusses bis zu dieser Periode:

$$\tilde{p}_n = f[(\tilde{x}_1 + \tilde{v}_1)(\tilde{x}_2 + \tilde{v}_2)\dots, (\tilde{x}_n + \tilde{v}_n)] \quad (4.24)$$

Da der Marketmaker in jeder Handelsperiode einen Marktpreis  $\tilde{p}_n$  festlegt, determiniert die Folge  $[\tilde{p}_1, \tilde{p}_2, \dots, \tilde{p}_n] = \tilde{P}$  die Preisdynamik im sequentiellen Kyle-Modell. Aufgrund der in Gleichung (4.24) beschriebenen Informationsstruktur innerhalb des Teilspiels kann der Prozeß  $\tilde{P}$  als Lernprozeß in Abhängigkeit von der Entwicklung des Auftragsflusses interpretiert werden, was eines der zentralen Merkmale in der zuvor diskutierten Praxis des Handels an Finanzmärkten darstellt und somit den mikrostrukturellen Charakter des Kyle-Modells widerspiegelt. Aus spieltheoretischer Sicht stellt der Vektor  $\tilde{P}$  die gesuchte Preissetzungsstrategie des Marketmakers für das Gesamtspiel dar. Analog läßt sich ein vergleichbarer Strategie-

<sup>41</sup> Eine Braunsche-Bewegung beschreibt allgemein eine unendliche mathematische Folge  $z_t$ , für die gilt:  $E[z_t | z_{t-1}, z_{t-2}, \dots] = z_{t-1}$ . Insofern werden bei der Erwartungsbildung gewissermaßen alle weiter zurückliegenden Ausprägungen ausgeblendet. Siehe hierzu u.a. Greene (2003), S.262.

vektor  $\tilde{X}$  für den informierten Händler definieren, wobei die einzelnen Elemente  $\tilde{x}_n$  entsprechen, so daß  $[\tilde{x}_1, \tilde{x}_2, \dots, \tilde{x}_n] = \tilde{X}$  ist. Die Nettonachfrage des informierten Händlers in jeder Handelsperiode  $n$  hängt dabei sowohl von der Realisation des Fundamentalwertes des Assets  $\tilde{F}$  als auch von den Aktionen des Marketmakers, ausgedrückt durch die Preisdynamik  $[\tilde{p}_1, \tilde{p}_2, \dots, \tilde{p}_{n-1}]$ , ab, so daß gilt:

$$\tilde{x}_n = f[\tilde{p}_1, \tilde{p}_2, \dots, \tilde{p}_{n-1}, \tilde{F}] \quad (4.25)$$

Die durch Gleichung (4.25) beschriebene Struktur des Entscheidungsproblems des informierten Händlers in jedem Teilspiel macht deutlich, daß ein informierter Händler seine nachgefragte Menge hinsichtlich der Rückwirkungen auf den Transaktionspreis im Zeitablauf kontrolliert. Insbesondere existiert ein möglicher Trade-Off aus Sicht des Händlers im Hinblick auf einen Gewinn in einer bestimmten Periode  $i$  gegeben durch  $\pi_i = (\tilde{F} - \tilde{p}_i) \cdot \tilde{x}_i$  und dem Gewinn über den gesamten Handelszeitraum  $\Pi_N = \sum_{i=1}^N (\tilde{F} - \tilde{p}_i) \cdot \tilde{x}_i$ . Liegt bspw. der Fundamentalwert des Assets deutlich über dem Transaktionspreis in Periode  $n-1$ , so kann ein informierter Händler den Gewinn in Periode  $n$  erhöhen, indem er seine Nachfrage  $\tilde{x}_n$  sehr hoch wählt. Auf der anderen Seite erhöht dies aber den Informationsgehalt des Gesamtauftragsflusses für den Marketmaker in der Periode  $n$ , so daß dieser den Transaktionspreis erhöht und damit die Gewinnspanne  $(\tilde{F} - \tilde{p}_i)$  in folgenden Handelsrunden  $i = (n+1, \dots, N)$  senkt. Handelt der informierte Händler stattdessen kleinere Volumina, so könnte die Preisanpassung von Transaktionspreis und Fundamentalwert langsamer voranschreiten, so daß sich zumindest kumuliert höhere Gesamtgewinne erzielen ließen, insbesondere in Abwesenheit eines Diskontfaktors.<sup>42</sup> Aus diesen Überlegungen läßt sich dann die Gleichgewichtsbedingung für den informierten Händler im sequentiellen Kyle-Modell wie folgt ableiten:

$$E(\Pi_N | \tilde{P}, \tilde{X}) \geq E(\Pi_N | \tilde{P}, \tilde{X}') \quad \forall (X, X') \in \Omega \quad (4.26)$$

Eine optimale Handelsstrategie  $\tilde{X}$  zeichnet sich folglich dadurch aus, daß der erwartete Gesamtgewinn des informierten Händlers größer (oder mindestens genauso groß) ist als bei jeder anderen verfügbaren Strategie  $\tilde{X}'$  aus der Aktionsmenge  $\Omega$  unter Berücksichtigung der Preissetzungsstrategie des Marketmakers  $\tilde{P}$ . Diese Bedingung entspricht prinzipiell der in Gleichung (4.22) ausgedrückten Optimalitätsbedingung des One-Shot-Games, ist aber ungleich komplexer, da  $\tilde{X}$  gemäß Gleichung (4.25) eine Handlungsanweisung für jede Handelsperiode  $n \in N$  umfaßt. Analog kann dann die Gleichgewichtsbedingung aus Sicht des Marketmakers als dynamische Version der Informationseffizienzbedingung des One-Shot-Games ausgedrückt werden:

$$E(\tilde{F} | (\tilde{x}_1 + \tilde{v}_1), \dots, (\tilde{x}_n + \tilde{v}_n)) = \tilde{p}_n \quad \forall n \in N \quad (4.27)$$

Ein Gleichgewicht im sequentiellen Kyle-Modell impliziert somit, daß der Marketmaker in jeder Handelsperiode  $n \in N$  den Transaktionspreis  $\tilde{p}_n$  gemäß seiner über

<sup>42</sup> Eine Diskontierung der Teilspielgewinne in  $\Pi_N$  erscheint insofern unangebracht, als es sich um Transaktionen innerhalb eines Handelstages handelt.

den Auftragsfluß bestimmten bedingten Erwartung hinsichtlich des Fundamentalwertes des unsicheren Assets  $\tilde{F}$  festlegt, so daß alle Elemente des gleichgewichtigen Preissetzungsstrategievektors  $\tilde{P} = [\tilde{p}_1, \tilde{p}_2, \dots, \tilde{p}_n]$  diese Bedingung erfüllen, also in jedem Teilspiel die Preissetzung schwach informationseffizient ist. Ebenso wie im One-Shot-Game des Kyle-Modells und auch im Rational-Expectations-Ansatz erfordert die Herleitung eines Gleichgewichts zusätzlich eine Beschränkung der Struktur der Strategien  $\tilde{P}^*$  und  $\tilde{X}^*$ , indem eine lineare Abhängigkeit bei der gegenseitigen Berücksichtigung der Aktionen des jeweils anderen Spielers unterstellt wird. Dementsprechend sind sowohl die Handelsstrategie des informierten Händlers als auch die Preissetzungsstrategie des Marketmakers jeweils linear in den Aktionsparametern  $\tilde{p}_n$  und  $\tilde{x}_n$  für alle Handelsperioden  $n \in N$ . Konkret wird die Mengenquotierung des informierten Händlers in einer beliebigen Handelsperiode beschrieben durch:

$$\tilde{x}_n = \tilde{x}_{n-1} + \beta_n (\tilde{F} - \tilde{p}_{n-1}) \Delta t_n \quad (4.28)$$

Gleichung (4.28) faßt somit alle Vorüberlegungen zusammen. Die Nachfrage des informierten Händlers hängt unmittelbar von der Nachfrage in der Vorperiode ab, wodurch Gleichung (4.28) zu einer Differenzengleichung 1. Ordnung wird. Dies spiegelt den oben erwähnten Trade-Off zwischen kurz- und langfristiger Gewinnmaximierung wider. Zudem ist die Mengenquotierung abhängig von der Differenz zwischen Fundamentalwert und Transaktionspreis, wobei Letzterer auf das Verhalten des Marketmakers zurückzuführen ist und über den konstanten Parameter  $\beta_n$  linear in die Entscheidung des informierten Händlers eingeht. Die Variable  $\beta_n$  stellt dabei einen Gewichtungsfaktor im Hinblick auf die Ausnutzung einer Fehlbewertung des Assets dar. Einen wichtigen Aspekt stellt letztlich die Abhängigkeit der Handelsstrategie von  $\Delta t_n$  dar, also der zeitlichen Differenz zwischen zwei Handelsrunden. Gleichung (4.28) impliziert, daß das Handelsvolumen des informierten Händlers c.p. steigt, wenn zwischen zwei Handelsrunden eine größere Zeitspanne liegt, also die Handelsintensität am Markt verhältnismäßig gering ist. Ähnlich kann die Preisquotierung des Marketmakers beschrieben werden durch:

$$\tilde{p}_n = \tilde{p}_{n-1} + \lambda_n (\tilde{x}_n + \tilde{v}_n) \quad (4.29)$$

Auch die Preissetzungsstrategie des Marketmakers in jeder Periode  $n \in N$  beschreibt eine Differenzengleichung 1. Ordnung, da die Preissetzung einen dynamischen Prozeß darstellen soll. Ebenso gehen die Aktionen des informierten Händlers  $\tilde{x}_n$  über den Parameter  $\lambda_n$  linear als Bestandteil des Gesamtauftragsflusses in die Preisquotierung jeder Periode mit ein. Die Variable  $\lambda$  ist dabei als Gewichtungsfaktor des Auftragsflusses für die Preissetzung zu interpretieren. Die durch die Gleichungen (4.28) und (4.29) vorgegebene Entscheidungsstruktur wird dann als „common knowledge“ angesehen.

In einem Bayesianischen Spiel ist jedoch, wie bereits angedeutet, nicht nur der Aktionsraum der Spieler zu definieren, sondern auch die Beliefstruktur der Spieler zu bestimmen. Dabei ergibt sich für den informierten Händler die Unsicherheit über den Zustandsraum in einer beliebigen Handelsperiode hinsichtlich seines zu erwar-

tenden Gewinns und für den Marketmaker hinsichtlich der Realisation des Fundamentalwertes  $\tilde{F}$ . Da sich die Beliefstruktur in einem sequentiellen Spiel mit Unsicherheit endogen im Modell ergibt, muß diese für jedes Teilspiel angepaßt werden. Sie ist folglich Bestandteil der Lösungsmenge des Spiels.<sup>43</sup> Unter den zuvor getroffenen Annahmen hinsichtlich der Verteilung der Nachfrage der uninformierten Händler sind insbesondere zwei Parameter von entscheidender Bedeutung, nämlich die dynamische Entwicklung des bedingten Erwartungswerts des Gewinns des informierten Händlers

$$E(\tilde{\pi}_n | \tilde{p}_1, \dots, \tilde{p}_{n-1}, \tilde{F}) = \alpha_{n-1}(\tilde{F} - p_{n-1})^2 + \delta_{n-1} \quad (4.30)$$

sowie die bedingte Varianz der Realisation des Fundamentalwerts des Assets aus Sicht des Marketmakers:

$$\Sigma_n = \text{Var}[\tilde{F} | (\Delta \tilde{x}_1 + \Delta \tilde{v}_1), \dots, (\Delta \tilde{x}_n + \Delta \tilde{v}_n)] \quad (4.31)$$

Die Gleichungen (4.30) und (4.31) stellen somit die letzten noch fehlenden Bausteine dar, um eine konsistente dynamische Beliefstruktur abzuleiten, welche Voraussetzung für die Existenz eines BNE ist. Während es sich bei Gleichung (4.31) jedoch lediglich um eine Definition – wenn auch mit großer ökonomischer Bedeutung – handelt, stellt Gleichung (4.30) eine letzte essentielle Annahme in der Struktur des Kyle-Modells dar, da der erwartete Gewinn des informierten Händlers hier quadratisch abhängt von der Differenz zwischen Fundamentalwert und Transaktionspreis der Vorperiode. Diese Erwartungsbildung ist in jeder Periode konsistent mit der Informationsstruktur des Spiels, denn der informierte Händler kennt zum Zeitpunkt seiner Mengenquotierung lediglich den Transaktionspreis der Vorperiode, da er vor der Preissetzung des Marketmakers handelt. Die quadratische Form von Gleichung (4.30) ist wiederum konsistent mit der Gewinnmaximierungsbedingung in Gleichung (4.28), da die Bedingung erster Ordnung zu Maximierung des erwarteten Gewinns – der Objektvariablen des informierten Händlers – eine lineare Abhängigkeit von der Differenz des Fundamentalwerts und des Transaktionspreises der Vorperiode impliziert. Dies ist aber gleichzeitig die Voraussetzung dafür, daß die unterstellte lineare Struktur in der Mengenquotierung  $\tilde{x}_n$  in jedem Zeitpunkt Ausdruck rationalen, also nutzenmaximierenden Verhaltens ist und somit überhaupt Bestandteil eines Nash-Gleichgewichts sein kann. Ein PBE wird somit gemäß den Gleichungen (4.28), (4.29), (4.30) und (4.31) maßgeblich durch die Parameter  $\alpha_n, \delta_n, \beta_n \cdot \Delta t_n, \Sigma_n, \lambda_n$  charakterisiert. Dabei stellt  $\Sigma_n$ , wie aus Gleichung (4.31) ersichtlich ist, die über den kumulierten Auftragsfluß bedingte Varianz des Fundamentalwertes dar. Diese ist aber gemäß der Preissetzungsstrategie des Marketmakers identisch mit der Varianz der Abweichung des Transaktionspreises vom Fundamentalwert in jeder Periode  $n \in N$ , da der Marketmaker den Marktpreis  $p_n$  entsprechend seiner bedingten Erwartung über den Fundamentalwert setzt. Der Parameter  $\Sigma_n$  stellt somit einen Maßstab für den Informationsgehalt des Preissetzungsprozesses dar, weil ein niedriges  $\Sigma_n$  dazu führt, daß der Marketmaker bessere

<sup>43</sup> Für eine genauere Definition eines PBE sei u.a. auf Vega-Redondo (2003), S. 117ff. verwiesen.

Rückschlüsse auf den Fundamentalwert  $\tilde{F}$  des Assets aus dem Auftragsfluß ziehen kann.<sup>44</sup> Daher besteht eine direkte Beziehung zwischen der Veränderung von  $\Sigma_n$  und der Informationseffizienz der Preisdynamik. Um letztlich die Existenz eines eindeutigen Gleichgewichts nachzuweisen muß gezeigt werden, daß die Gleichgewichtsbedingungen (4.26) und (4.27) unter Berücksichtigung der Annahmen aus den Gleichungen (4.28) - (4.31) zu jedem Zeitpunkt erfüllt sind und gleichzeitig die Variablen  $\alpha_n, \delta_n, \beta_n \cdot \Delta t_n, \Sigma_n, \lambda_n$  eindeutig bestimbar sind für alle möglichen Anfangszustände, also zu Beginn eines Handelstages. Tatsächlich läßt sich zeigen, daß eine solche Lösung nicht nur existiert, sondern sich auch durch die Lösung des folgenden linearen Differenzengleichungssystems 1. Ordnung ergibt:

$$\alpha_{n-1} = \frac{1}{4\lambda_n(1 - \alpha_n\lambda_n)} \quad (4.32)$$

$$\delta_{n-1} = \delta_n + \alpha_n\lambda_n^2\sigma_u^2\Delta t_n \quad (4.33)$$

$$\beta_n\Delta t_n = \frac{1 - 2\alpha_n\lambda_n}{2\lambda_n(1 - \alpha_n\lambda_n)} \quad (4.34)$$

$$\lambda_n = \frac{\beta_n\Sigma_n}{\sigma_u} \quad (4.35)$$

$$\Sigma_n = (1 - \beta_n\lambda_n\Delta t_n)\Sigma_{n-1} \quad (4.36)$$

Eindeutig lösbar ist dieses Gleichungssystem jedoch nur unter der zusätzlichen Bedingung, daß ausgehend von einer beliebigen Ausgangsvarianz  $\Sigma_0 \lambda_n(1 - \alpha_n\lambda_n) > 0$  gilt sowie unter der Annahme, daß  $\lambda_N = \delta_N = 0$  ist.<sup>45</sup> Die Herleitung dieses Beweises ist äußerst rechenintensiv und soll an dieser Stelle nicht nachvollzogen werden.<sup>46</sup> Intuitiv wird dabei zunächst, wie in einem sequentiellen Spiel üblich, durch Rückwärtsinduktion die optimale Antwortfunktion des informierten Händlers gemäß der Gewinnmaximierungsbedingung (4.28) unter Berücksichtigung der Erwartungswertstruktur (4.30) und unter Verwendung der linearen Preissetzungsregel (4.29) ermittelt und gezeigt, daß diese ebenfalls eine lineare Struktur aufweist. Nimmt man diese optimale Strategie des informierten Händlers als gegeben an, kann man unter Verwendung der Markteffizienzbedingung für die Preissetzung des Mar-

<sup>44</sup> Um dieses Argument zu veranschaulichen sei angenommen, daß  $\Sigma_n = 0$  ist. In diesem Fall würde der Marketmaker aus dem kumulierten Auftragsfluß die exakte Realisation des Fundamentalwertes, also die private Information des informierten Händlers herauslesen. In diesem Fall würde jedoch der Transaktionspreis gemäß seiner Preissetzungsregel immer dem Fundamentalwert entsprechen und somit keine Preisveränderung stattfinden, was einer Varianz von 0 für den Transaktionspreis entspricht.

<sup>45</sup> Die letzte Bedingung gewährleistet, daß der erwartete Gewinn des informierten Händlers in der Periode  $N + 1$  gleich 0 ist, also sich nach Ende des Handelstages keine weiteren Profite erwirtschaften lassen. Diese Annahme verhindert u.a. daß die Gleichungen (4.32) und (4.34) nicht definiert sind.

<sup>46</sup> Für Interessierte sei hier auf Kyle (1985), S. 1324-1326 verwiesen.

ketmakers und der Preissetzungsstruktur (4.29) die dazu komplementäre Gleichgewichtsstrategie ableiten. Das algebraische Ergebnis dieser Beweisführung resultiert in den Gleichungen (4.32) - (4.36).<sup>47</sup> Abschließend muß jedoch noch gezeigt werden, daß das durch (4.32) - (4.36) definierte Gleichungssystem eine eindeutige Lösungsmenge besitzt. Unter den zuvor beschriebenen zusätzlichen Annahmen, daß  $\lambda_n(1 - \alpha_n \lambda_n) > 0$  und  $\lambda_N = \delta_N = 0$  ist dies möglich.<sup>48</sup>

Das so abgeleitete dynamische Gleichgewicht des Kyle-Modells charakterisiert letztlich nicht nur die optimalen Strategien des informierten Händlers und des Marketmakers sowie deren Erwartungsbildung, sondern insbesondere auch die gesuchte Preisdynamik. In diesem Zusammenhang von besonderer Bedeutung ist dabei die dynamische Entwicklung der Parameter  $\lambda_n$  sowie  $\Sigma_n$ . Während  $\lambda_n$  als Indikator der Preissensitivität in Abhängigkeit vom Handelsvolumen – gemessen am Gesamtauftragsfluß – angesehen werden kann, spiegelt die Entwicklung von  $\Sigma_n$ , wie bereits gezeigt, den Informationsgehalt der Preisdynamik im Markt im Hinblick auf den tatsächlichen Fundamentalwert wider. Insofern lassen sich aus diesen beiden Parametern entscheidende Rückschlüsse auf die Eigenschaften der Preissetzung auf einem Finanzmarkt gewinnen. Bedarf es beispielsweise eines relativ großen Handelsvolumens  $\tilde{x}_n + \tilde{v}_n$ , um eine bestimmte Preisveränderung  $\Delta p_n$  zu generieren, so wird dem betreffenden Finanzmarkt eine große Markttiefe zugesprochen. Gemäß Gleichung (4.29) ist dies genau dann der Fall, wenn  $\lambda_n$  verhältnismäßig klein ist. Da die Eigenschaft einer hohen Markttiefe eng verbunden ist mit dem (weit geläufigeren) Begriff der Marktliquidität, wobei ein liquider Markt eine hohe Markttiefe aufweisen sollte, läßt die Entwicklung von  $\lambda_n$  im Zeitablauf nicht zuletzt Rückschlüsse auf die Entwicklung dieser Marktliquidität zu. Da eine hohe Marktliquidität mit einem niedrigen Wert für  $\lambda_n$  einhergeht, ist die Marktliquidität somit c.p. umso höher, je höher  $\sigma_u$ , also die Aktivität der uninformierten Händlers und desto geringer der Zeitabstand zwischen zwei Handelsrunden  $\Delta t_n$  und  $\beta_n$  ist. Was den Informationsgehalt der Preisdynamik – ausgedrückt durch  $\Sigma_n$  – angeht, so impliziert das Gleichgewicht im Kyle-Modell in Gleichung (4.36), daß diese im Zeitablauf monoton ansteigend ist, da für positive Werte von  $\beta_n$ ,  $\lambda_n$  und  $\Delta t_n$   $(1 - \beta_n \lambda_n \Delta t_n) < 1$  ist und somit die Varianz  $\Sigma_n$  im Zeitablauf immer kleiner wird. Daher weicht der Transaktionspreis im Zeitablauf im Mittel immer weniger vom tatsächlichen Fundamentalwert des Assets ab, der Handelsprozeß wirkt demnach also stabilisierend in Bezug auf die Preissetzung des Marketmakers. Interessanterweise gilt jedoch auch am Ende der Handelsperiode immer noch, daß  $\Sigma_N \neq 0$  ist und somit der Endtransaktionspreis in der Regel nicht dem Fundamentalwert des Assets entsprechen wird. Auf den ersten Blick scheint dies ein Widerspruch zur Annahme der (semi-starken) Informationseffizienz ausgedrückt in Gleichung (4.27) zu sein. Dies ist aber nur dann der Fall, wenn zum Ende der Handelsperiode die Realisation des Fundamentalwertes eine öffentlich beobachtbare Variable werden würde. Da dies im Kyle-Modell jedoch nicht unterstellt wird, entspricht die Informationsmenge des Marketmakers lediglich der akkumulierten Entwicklung der Preisdynamik im Markt, so daß eine

<sup>47</sup> Dabei werden insbesondere bei der Ableitung der Gleichungen (4.35) und (4.36) die Annahmen über die Entwicklung der Zufallsvariablen  $v_n$  als Martingalprozeß ausgenutzt.

<sup>48</sup> Der Beweis wird letztlich mit Hilfe eines vollständigen Induktionsarguments erbracht.

Abweichung des letzten Transaktionspreises  $P_N$  vom Fundamentalwert des Assets  $\tilde{F}$  mit den Annahmen durchaus vereinbar ist.<sup>49</sup> Nichtsdestotrotz stellt sich bei der Interpretation der resultierenden Preisdynamik die Frage, wie groß  $\Sigma_N > 0$ , also der mittlere Fehler der Preissetzung, tatsächlich ist. Eine Antwort auf diese Frage kann gefunden werden, wenn die zeitdiskrete Modellierung des dynamischen Handelsprozesses auf eine zeitstetige Version angewandt wird. Der wesentliche Unterschied zur diskreten Version besteht dabei in der Annahme, daß sämtliche Modellparameter als stetige und differenzierbare Funktionen der Zeit über dem (stetigen) Intervall  $t \in T = [0, 1]$  beschrieben werden können. So verändern sich bspw. die Differenzengleichungen der Quotierungsstrategien des informierten Händlers bzw. des Marketmakers (4.28) und (4.29) lediglich zu folgenden Differentialgleichungen in  $t$ :

$$dx(t)/d(t) = \dot{x}(t) = \beta(t)(\tilde{F} - p(t)) \quad (4.37)$$

$$dp(t)/d(t) = \dot{p}(t) = \lambda(t)(dx(t) + dv(t)) \quad (4.38)$$

Der Unterschied zwischen Gleichung (4.28) und (4.37) besteht also nur darin, die Veränderung der nachgefragten Menge des informierten Händlers  $\tilde{x}_n - \tilde{x}_{n-1}$  in der diskreten Variante als Ableitung nach der Zeit  $\dot{x}(t)$  aufzufassen, welche jedoch ebenfalls linear abhängig von der Differenz des Fundamentalwertes und des Transaktionspreises ist. Gleiches gilt analog auch für die Preissetzungsstrategie des Marketmakers in den Gleichungen (4.29) und (4.38). Somit unterstellt Kyle (1985) in der stetigen Variante des Modells implizit die gleichen Verhaltensmuster der Marktakteure wie im zuvor betrachteten zeitdiskreten Modellrahmen.<sup>50</sup> So läßt sich zusammen mit der stetigen Version der Gewinnmaximierungsbedingung ein Gleichgewicht in diesem modifizierten Kyle-Modell als Lösung eines Differentialgleichungssystems analog zu (4.32) - (4.36) ableiten. Für den Parameter  $\Sigma(t)$  ergibt sich dabei folgende Beziehung:

$$\Sigma(t) = (1-t)\Sigma_0 \quad (4.39)$$

In der zeitstetigen Variante des Kyle-Modells wird demnach die Preisbildung wie in der diskreten Betrachtung effizienter im Zeitablauf, d.h., mit steigendem  $t$  wird  $\Sigma(t)$  kleiner. Am Ende der Handelsperiode entspricht der Transaktionspreis  $P(T)$  hier aber exakt dem Fundamentalwert des Assets, da  $\Sigma(T) = 0$  wegen  $t = T = 1$ . Aus ökonomischer Sicht ist dieses Ergebnis somit positiver zu bewerten, als dies in der diskreten Variante des Kyle-Modells der Fall war, da es bedeuten würde, daß die Preisdynamik am Ende zu einer Fundamentalwertpreissetzung führt, der Handelsprozeß an sich also alle privaten Informationen im Endeffekt zu öffentlichen

<sup>49</sup> Entscheidend für die Validität des Gleichgewichts ist letztlich lediglich die Tatsache, daß der Marketmaker keinen erwarteten Verlust aus den Transaktionen erleidet. Tatsächlich werden die (erwarteten) Gewinne des informierten Händlers auf Kosten der uninformativen Händler und nicht des Marketmakers erzielt.

<sup>50</sup> Dieses Vorgehen vernachlässigt somit ebenfalls die Möglichkeit nicht-linearer Strategiekombinationen, worauf allerdings auch explizit hingewiesen wird. Vgl. Kyle (1985), S.1327.

Informationen macht. Weil darüber hinaus die Unterschiede in den Ergebnissen der beiden Ansätze verhältnismäßig unbedeutend sind, liefert die zeitstetige Betrachtung des Kyle-Modells einen wichtigen Mehrwert bei der Betrachtung der Preissetzung auf einem Finanzmarkt.<sup>51</sup> Auf der anderen Seite fällt aber die Interpretation des zeitstetigen Modells ungleich schwerer, weil es hier keine Handelsrunden im klassischen Sinn gibt. Die (zeitdiskrete) Abfolge von Mengenquotierung des informierten und der uninformativen Händler auf der einen und der daran anschließenden Preissetzung des Marketmakers auf der anderen Seite entspricht hingegen in vielerlei Hinsicht der Handelspraxis an den Finanzmärkten. Daher erscheint die zeitdiskrete Modellierung des Kyle-Modells sehr viel eher geeignet zu sein, das Finanzmarktgeschehen zu charakterisieren, als die zwar mathematisch genauere, aber weniger greifbare zeitstetige Modellierung.

Dieses Dilemma kann jedoch ansatzweise gelöst werden, indem eine Grenzwertbetrachtung des zeitdiskreten Modells für  $\Delta t \rightarrow 0$  vorgenommen wird. Da  $\Delta t$  als Zeitspanne zwischen zwei Handelsperioden im diskreten Modell definiert ist, spiegelt eine solche Grenzwertbetrachtung einen Markt wider, in dem die Transaktionsdichte ausgesprochen hoch, also die Anzahl der Handelsrunden innerhalb eines Handelstages entsprechend groß ist und im Grenzfall gegen unendlich geht. Das Ziel eines solchen Vorgehens besteht dabei darin, eine Konvergenz der Ergebnisse des diskreten Modells – ausgedrückt durch die Differenzengleichungen (4.32)–(4.36) – zu den Ergebnissen des zeitstetigen Modells aufzuzeigen. Tatsächlich gelingt es Kyle (1985), dies zu bestätigen, obgleich in der Beweisführung einige zusätzliche Beschränkungen hinsichtlich der Allgemeinheit der Lösung getroffen werden müssen.<sup>52</sup> Dennoch ist dieses Konvergenzresultat aus ökonomischer Sicht bemerkenswert, läßt sich daraus doch schließen, daß in einem sehr aktiven Markt, gemessen an der Anzahl der Handelsrunden bzw. Preisanpassungen innerhalb eines Handelstages, ein größerer Teil der privaten Information des informierten Händlers in den tatsächlichen Transaktionspreis einfließen wird. Mit anderen Worten stellt also die Anzahl der Transaktionsrunden einen wesentlichen Faktor für die Effizienz der Preisdynamik im Kyle-Modell dar.

Die Grenzwertbetrachtung des zeitdiskreten Kyle-Modells ermöglicht es somit, die Charakteristik der Preisdynamik noch genauer zu spezifizieren und Ungereimtheiten bei der Interpretation, gerade im Hinblick auf die Anwendung des Modells als Ansatz zur Erklärung des Finanzmarktgeschehens, auszuräumen. Faßt man die Ergebnisse des Kyle-Modells von der Betrachtung des One-Shot-Games bis hin zu der Grenzwertbetrachtung des wiederholten Spiels zusammen, so kann festgehalten werden, daß die resultierende Preisentwicklung eine Vielzahl von Merkmalen aufweist, die gemeinhin als finanzmarktypisch angesehen werden. Dies beginnt

<sup>51</sup> Zu den wenigen signifikanten Abweichungen zählt u.a. die Tatsache, daß der erwartete Gewinn des informierten Händlers tendenziell höher ist als in der diskreten Variante.

<sup>52</sup> Die wesentliche Problematik der Grenzwertbetrachtung liegt dabei in der Betrachtung der Lösung am Ende der Handelsperiode, also für  $t = N = 1$ , da hier nicht für alle Gleichungen des Gleichungssystems (4.32)–(4.36) die Annahme der Stetigkeit erfüllt ist und damit auch keine Differenzierbarkeit gegeben ist. Für Details zur Lösung dieses Problems und der weiteren Beweisführung sei auf Kyle (1985, S.1332-1333) verwiesen.

bei der Modellierung der institutionellen Struktur des Handelsprozesses, der von der Interaktion zwischen (unterschiedlich) informierten Händlern und Brokern bestimmt wird, wie dies auch in der Finanzmarktpfaxis der Fall ist. Im Unterschied zum Rational-Expectations-Ansatz wird dabei die Preissetzung explizit als Entscheidungsvariable des Marketmakers bzw. Brokers modelliert. Als Hauptorientierungsgröße dient dem Marketmaker dabei der Gesamtauftragsfluß, der wiederum eine strategische Komponente in Form der Mengenquotierungen der informierten Händler und eine zufallsbestimmte Komponente durch das Nachfrageverhalten der uninformierten Händler besitzt. Im Rahmen der Lösung des wiederholten Spiels zwischen informiertem Händler und Marketmaker gelingt es ferner, eine theoretisch fundierte Beziehung zwischen bestimmten Marktparametern im Hinblick auf allgemeine Finanzmarkteigenschaften wie Markttiefe, Marktgröße, Marktanpassung sowie Marktliquidität aufzuzeigen.<sup>53</sup> Da diese Markteigenschaften eine wichtige Rolle in den Verhaltensheuristiken für die Entscheidungsbildung der Finanzmarktpakteure in der Praxis spielen, stellt deren funktionale Darstellung einen wesentlichen Beitrag des Kyle-Modells in der Erklärung des Finanzmarktgescbens dar. Letztlich kann aus der Konvergenz des zeitdiskreten zum zeitstetigen Modellergebnis geschlossen werden, daß der im Kyle-Ansatz postulierte Transaktionsprozeß eine Preisdynamik widerspiegelt, in der mit jeder zusätzlichen Handelsrunde der Marktpreis auch einen graduell ansteigenden Anteil privater Informationen widerspiegelt, bis hin zur vollständigen Einpreisung der privaten Information des informierten Händlers durch den Marketmaker im Falle (unendlich) vieler Handelsrunden. Daher beschreibt die Preisdynamik im Kyle-Modell eine Effizienz, die über die schwache Informationseffizienz deutlich hinausgeht. Auf der anderen Seite werden im Kyle-Modell konkrete Bedingungen aufgezeigt, unter denen die Preissetzung eben nicht diesen Informationsgehalt besitzt und Abweichungen zwischen Fundamental- und Marktpreis zu erwarten sind.

Insgesamt stellt das Kyle-Modell im Vergleich zum Rational-Expectations-Ansatz einen Fortschritt im Rahmen eines mikrostrukturellen Erklärungsansatzes der Preisentwicklung auf Finanzmärkten dar, da die modellierte Handlungsabfolge viele Parallelen zum realen Finanzmarktgescben aufweist. Hierzu zählen vor allem die Modellierung eines Brokermarktes und seine Abhängigkeit von der Entwicklung des Nettoauftragsflusses, die Einbeziehung der Handelsfrequenz in die Modellanalyse sowie der gleichzeitigen Begrenzung des für die Marktteilnehmer relevanten Zeithorizonts ihrer Entscheidungen durch die Festlegung eines abgeschlossenen Zeitintervalls, auf das die Interaktion beschränkt ist.<sup>54</sup> Letzteres wird durch die in der Finanzmarktpfaxis häufig beobachtbare Tendenz von Händlern, ihre Positionen am Ende eines Handelstages auszugleichen, belegt. Andererseits werden aber auch im Kyle-Modell einige maßgebliche Charakteristika des Handels an Finanzmärkten ausgeblendet. Hierbei ist insbesondere das Fehlen von Spreads bei den Quotierungen des Marketmakers zu nennen. Dies stellt, zusammen mit der Annahme, daß

<sup>53</sup> Zu der Erläuterung dieser in der Finanzmarktliteratur gebräuchlichen Marktcharakteristika sei auf Kyle (1985) verwiesen.

<sup>54</sup> Im zeitdiskreten Fall erfolgt dies über die Einteilung in Perioden, während es im stetigen Fall endogenisiert durch den Parameter  $\Delta t$  in die Analyse mit einfließt.

ein Marketmaker im Gegensatz zu einem normalen Broker im Finanzmarkttalltag immer eine Preisquotierung abgeben muß, einen wesentlichen Schwachpunkt des Kyle-Modells im Hinblick auf dessen mikrostrukturelle Fundierung dar. Ein eng damit zusammenhängendes Problem ergibt sich bei einer Anwendung des Kyle-Modells auf den Devisenmarkt. Die im Kyle-Modell unterstellte Handelsstruktur entspricht nicht bzw. nur zum Teil den institutionellen Rahmenbedingungen des Devisenhandels, da zum einen kein Interdealer-Handel möglich ist und zum anderen eine über den Marketmaker definierte zentralistische Marktstruktur impliziert wird, die im Widerspruch zur dezentralen Marktorganisation in der Praxis des Devisenhandels steht. Abgesehen davon erweist sich das Kyle-Modell jedoch sehr wohl als vielversprechender Ansatz zu einem besseren Verständnis der Preisentwicklung auf den Finanzmärkten und gerade im Vergleich zum Rational-Expectations-Ansatz als erheblich realitätsnäher.

#### 4.2.3 Glosten-Milgrom-Modell

In einem sehr ähnlichen institutionellen Rahmen wie das Kyle-Modell angesiedelt stellt der Ansatz von Glosten und Milgrom (1985) eine dritte Klasse von Mikrostrukturansätzen dar. Der wesentliche Unterschied des Glosten-Milgrom-Modells zum Kyle-Modell besteht darin, daß ein Marketmaker Bid-Ask-Spreads anstelle der einheitlichen Preisfindung im Kyle-Modell für seine Preisquotierungen fordert. Damit begegnet dieser Modellansatz einem der oben angeführten Probleme des Kyle-Modells. Denn die Verwendung von Bid-Ask-Spreads stellt in der Praxis des Handels am Finanzmarkt nicht nur eine übliches, sondern auch ein wichtiges Instrument bei der Entscheidungsfindung der Händler dar. In diesem Zusammenhang spielen Spreads – neben dem gewichteten Auftragsfluß – ebenfalls als Signalgröße bei der Erwartungsbildung eine Rolle.

Um Bid-Ask-Spreads zu berücksichtigen, muß jedoch die Handelsstruktur im Vergleich zum Kyle-Modell angepaßt werden. Glosten und Milgrom (1985) orientieren sich dabei maßgeblich an Copeland und Galai (1983). Wie im Kyle-Modell werden als Akteure ein risikoneutraler Marketmaker, ein ebenfalls risikoneutraler Händler mit privaten Informationen über die Realisation eines unsicheren Assets  $\tilde{V}$  sowie ein uninformerter Händler betrachtet, der aus reinen Liquiditäts- und nicht aus Spekulationsgründen eine Währung an- oder verkauft. Im Gegensatz zum Kyle-Modell werden die Noise-Trader dabei aber auch entscheidungstheoretisch modelliert, wobei sie darüber hinaus als risikoneutral angesehen werden. Die Spielstruktur unterscheidet sich im Vergleich zum Kyle-Modell informationstheoretisch nur wenig. Die unsichere Anlage unterliegt einer beliebigen Verteilungsfunktion mit einem Erwartungswert  $E(\tilde{V}) = \mu \geq 0$  und einer Varianz  $Var(\tilde{V}) = \sigma^2 > 0$ . Erwartungswert, Varianz und die genaue stochastische Verteilung der Zufallsvariablen  $\tilde{V}$  sind öffentliche Informationen zu Beginn einer Handelsperiode, genau wie

im Kyle-Modell.<sup>55</sup> Allerdings wird die Realisation von  $\tilde{V}$  zu einem unbestimmten Zeitpunkt  $T_0$  öffentlich verfügbar und zwar unabhängig von der Preisdynamik in diesem Modell.<sup>56</sup> Insofern ist die Informationsasymmetrie zwischen informiertem Händler und den anderen Marktteuren im Glosten-Milgrom-Modell ein zeitlich genau begrenztes Phänomen, während zumindest in der zeitdiskreten Version des Kyle-Modells Fundamentalwert und Marktpreis auch am Ende der Handelsperiode in der Regel nicht identisch sind und die öffentlich verfügbare Information auf die Entwicklung der Preisdynamik begrenzt ist.<sup>57</sup> Dieser Unterschied in der Informationsstruktur ist nicht zuletzt der Tatsache geschuldet, daß das Hauptaugenmerk des Glosten-Milgrom-Ansatzes nicht in der Ableitung der Preisdynamik bzw. deren Eigenschaften auf einem Finanzmarkt an sich liegt, sondern der Existenz und Beschaffenheit von Bid-Ask-Spreads. Analog zum Kyle-Modell wird auch im Glosten-Milgrom-Modell davon ausgegangen, daß ein Marketmaker Nullgewinne erwirtschaftet und gleichzeitig jede beliebige Menge an Wertpapieren bereitstellen bzw. ankaufen kann. Daher fallen aber auch keine Inventarhaltungskosten durch ein unausgeglichenes Auftragsbuch – also daß mehr Ask als Bid-Aufträge oder umgekehrt in einer Handelsperiode ausgeführt werden – an, wodurch folglich keine Rechtfertigung für die Erhebung eines Spreads von Seiten des Marketmakers abgeleitet werden kann.<sup>58</sup> Die Existenz eines Bid-Ask-Spreads wird vielmehr als optimale Preissetzungsstrategie des Marketmakers bei der Interaktion mit unterschiedlich informierten Händlern abgeleitet, so daß die unterstellte Informationsasymmetrie ursächlich für das Auftreten von Spreads im Glosten-Milgrom-Modell ist. Der Handelsprozeß folgt dabei folgendem Schema: Eine Handelsrunde beginnt mit einer Preisquotierung des Marketmakers. Dabei legt er sowohl einen Ask-Preis, für den ein Händler eine Einheit des unsicheren Assets vom Marketmaker erwerben kann, als auch einen (niedrigeren) Bid-Preis fest, zu dem ein Händler eine Einheit des risikobehafteten Wertpapiers an den Marketmaker verkaufen kann und die Differenz zwischen Ask- und Bid-Preis den Spread des Marketmakers angibt. Die vereinfachende Annahme, daß jede Transaktion, sei es ein Kauf oder Verkauf, aus Sicht des Marketmakers genau eine Einheit des Assets umfaßt ist dabei weniger restriktiv, als dies auf den ersten Blick erscheinen mag, da in der Praxis der Finanzmärkte typi-

<sup>55</sup> Der einzige Unterschied zwischen den beiden Modellansätzen in Bezug auf die Annahmen über das unsichere Asset besteht letztlich darin, daß im Ansatz von Glosten und Milgrom keine explizite Verteilungsfunktion angenommen wird. Im Kyle-Modell dagegen war die Zufallsvariable  $\tilde{V}$  normalverteilt, was für die Herleitung des Gleichgewichts auch von essentieller Bedeutung war.

<sup>56</sup> Dies stellt eine Verallgemeinerung des Modells von Copeland und Galai (1983) dar, wo im Unterschied hierzu die private Information unmittelbar nach einer Handelsrunde öffentlich verfügbar wird.

<sup>57</sup> Die Vorstellung hinter dieser Modellierung im Ansatz von Glosten und Milgrom (1985) besteht darin, daß im Laufe der Handelsaktivität eine Information bspw. in Form eines Geschäftsberichts bekannt wird, die exakte Rückschlüsse auf die Realisation von  $\tilde{V}$  zulassen.

<sup>58</sup> Die Existenz von Bid-Ask-Spreads in Folge von Inventarkosten, also der Risikokosten bei der Haltung von Übernachtrisiken, wird in einer Vielzahl von Papieren theoretisch diskutiert, u.a. in Ho und Stoll (1981) und Garman (1976). Für die Bedeutung von oligopolistischen oder monopolistischen Marktstrukturen in Bezug auf Bid-Ask-Spreads sei u.a. auf Copeland und Galai (1983), S. 1461ff. verwiesen.

scherweise der Aufträge eines Händlers ein vorgegebenes Volumen umfassen. Insofern kann dieses normale Handelsvolumen einer Transaktion hier als Einheitsgröße interpretiert werden.<sup>59</sup> Nach der Preisquotierung des Marketmakers findet eine Interaktion jeweils nur mit einem Händler statt, der entweder zum Bid-Preis an den Marketmaker eine Einheit des Assets verkauft oder zum Ask-Preis eine Einheit des Assets erwirbt. Dabei weiß der Marketmaker nicht, ob der Händler informiert oder uninformativ ist, er kennt aber die zustandsabhängige Verteilung zwischen den beiden Händlertypen. Das bedeutet, ein Marketmaker kennt die Wahrscheinlichkeit, mit der ein informierter bzw. ein uninformativer Händler zu ihm kommt, wobei diese Wahrscheinlichkeit nicht deterministisch und unveränderlich sein muß, sondern abhängig von der Preisdynamik sein kann, die dann einen Bestandteil der Beliefsstruktur des Spiels darstellt.<sup>60</sup> Ein Händler besitzt überdies die Möglichkeit, zur gegebenen Preisquotierung überhaupt nicht zu handeln, wenn ihm dies vorteilhaft erscheint. Dies ist genau dann der Fall, wenn der erwartete Nutzen einer Transaktion sowohl beim Verkauf des Assets zum Bid-Preis als auch beim Kauf zum Ask-Preis negativ aus der Sicht des Händlers ist. Spieltheoretisch ist eine Handelsrunde somit als ein sequentielles Spiel zwischen dem Marketmaker auf der ersten Stufe und den Händlern auf der zweiten Stufe darstellbar. Dabei ist die Aktionsmenge des Marketmakers gegeben durch die Wahl eines Ask-Preises  $A \in \mathbb{R}^+$  und eines Bid-Preises  $B \in \mathbb{R}^+$  mit  $A \geq B$ , während die Aktionsmenge eines Händlers durch *kaufen zu A*, *verkaufen zu B* und *nicht handeln* bestimmt ist. Die Abfolge dieser Spielsequenz wiederholt sich bei jeder neuen Preisquotierung des Marketmakers bis zum Zeitpunkt  $T_0$ , wenn die private Information der informierten Händler öffentlich wird und somit die Informationsmenge aller Marktteure identisch ist. Die daraus resultierende Preisdynamik wird dabei als „common knowledge“ angesehen, d.h., jeder Marktteur kennt sowohl die Entwicklung der Preisquotierungen als auch die Entscheidungen der Händler in allen vorangegangenen Handelsrunden, so daß die Aktionen in jedem vorherigen Teilspiel Bestandteil der Informationsmenge aller Spieler sind.<sup>61</sup> Daher kann die Preisdynamik genau wie im Kyle-Modell zum Update der Beliefs der uninformativen Akteure, also dem Marketmaker und den uninformativen Händlern, herangezogen werden, wobei die Unsicherheit in diesem Modell durch die Verteilung der Händlertypen (informiert vs. uninformativ)

<sup>59</sup> Im Devisenhandel beträgt die Standardgröße eines Trades z.B. 10 Millionen US-Dollar. Vgl. die Ausführungen in Kapitel Zwei. Andere Volumina werden nur äußerst selten gehandelt und wenn, dann meist nicht im Broker- sondern im Interdealer-Handel.

<sup>60</sup> Zustandsabhängig bedeutet also, daß ausgehend z.B. von einer Gleichverteilung der beiden Händlertypen  $P_I = P_U = 0,5$  in Folge einer Transaktion wie dem Verkauf eines Assets zum Ask-Preis der Marketmaker die Wahrscheinlichkeiten für die nächste Handelsrunde anpaßt, z.B. auf  $P_I > P_U$ , er also davon ausgeht, daß eine Transaktion zum Ask-Preis tendenziell zu einer höheren Aktivität der informierten Händler führt.

<sup>61</sup> Dies entspricht der Vorstellung einer Offenlegungspflicht für getätigte Transaktionen auf dem Finanzmarkt, die insbesondere auf Aktien- und bestimmten Bondmärkten gesetzlich vorgeschrieben ist. Informationstheoretisch geht die Annahme des „common knowledge“ freilich sogar darüber hinaus, da nicht nur alle Akteure diese Informationen besitzen könnten, sondern diese auch in ihre Entscheidungen einfließen lassen, was in der Finanzmarktpraxis aufgrund der Komplexität dieser Prozedur allenfalls die Ausnahme darstellen dürfte.

determiniert ist. Die Beliefstruktur der Markakteure wiederum muß genauso wie im Kyle-Modell als Bestandteil der Lösung des wiederholten Extensivformspiels in einem PBE enthalten sein. Formal bedeutet dies, daß die Informationsmengen für alle Spieler von der Anzahl der Transaktionen abhängt, also als diskrete Funktion der Zeit aufzufassen sind, wobei freilich Informationsvorteile für die informierten Händler im Vergleich zum Marketmaker bzw. zu den uninformierten Händlern bestehen. Abhängig von dieser Informationsstruktur wählen die Markakteure ihre optimalen Strategien gemäß ihrer Nutzenfunktion. Grundlage der Entscheidungen der Spieler im Glosten-Milgrom-Modell bildet eine intertemporale Nutzenfunktion in Abhängigkeit des heutigen Konsums  $c$  und des zukünftigen Konsums, der dem Sparvolumen des Individuums entspricht, was in diesem Modell wiederum gleich dem Wert der unsicheren Anlage  $\tilde{V}$  multipliziert mit der Anzahl der Anteile  $x$  ist. Die individuelle Präferenzrelation zwischen heutigem und zukünftigen Konsum wird dabei durch den Diskontierungsfaktor  $\rho$  ausgedrückt, so daß

$$U(C_0, C_1) = c + \rho \cdot x \cdot \tilde{V} \quad (4.40)$$

ist. Der Parameter  $\rho$  unterscheidet sich dabei von Händler zu Händler, ist aber unabhängig vom Typ des Händlers.<sup>62</sup> Rationales Verhalten der Spieler impliziert, den Bestand an unsicheren Assets so zu wählen, daß der durch Gleichung (4.40) beschriebene Nutzen maximiert wird. Da die Realisation von  $\tilde{V}$  eine Zufallsvariable darstellt, kann jedoch ex ante lediglich der erwartete Nutzen einer Anlageentscheidung maximiert werden. Unter Berücksichtigung der Annahme der Risikoneutralität sowie der Informationsstruktur kann die optimale Strategie eines Markakteurs  $X^*$  in diesem Modell als Funktion des über die jeweilige Informationsmenge  $\Omega_t$  bedingten Erwartungswert von  $\tilde{V}$  sowie dem individuellen Diskontfaktor  $\rho$  dargestellt werden:

$$X^* \in X = f(E(\tilde{V}|\Omega_t), \rho, \dots) \quad \forall t \in T \{0, 1, \dots, T_0\}. \quad (4.41)$$

Dabei bezeichnet  $X$  die Menge aller möglichen Strategien für den jeweiligen Spieler. Eine optimale Strategie beinhaltet folglich, daß die Markakteure wie im Kyle-Modell Erwartungen über die Realisation des unsicheren Assets bilden und diese Erwartungen gemäß der Preisdynamik anpassen. Dies impliziert u.a., daß der Kauf bzw. Verkauf des Assets durch einen informierten Händler Rückschlüsse auf seine private Information bezüglich der Realisation von  $\tilde{V}$  für die anderen Marktteilnehmer zuläßt, so daß – wie im Kyle-Modell – durch den Handelsprozeß selbst ein Abbau der modellinhärenten Informationsasymmetrie stattfinden kann. Konkret lassen sich auch für diesen sehr allgemeinen Modellrahmen zwei wesentliche Charakteristika der Preisdynamik ableiten. Zum einen beschreibt die durch die Transaktionspreise  $P_k$  mit  $k \in T$  definierte Folge  $P^* = (P_1, P_2, \dots, P_k)$  einen Martingalprozeß, bei dem gilt:

---

<sup>62</sup> Letztere Annahme ist für die Ableitung des Gleichgewichts im Modell von Glosten und Milgrom von entscheidender Bedeutung. Mit anderen Worten läßt sich aus der Kenntnis von  $\rho$  keine Information im Hinblick auf den Fundamentalwert des Assets gewinnen.

$$E[P_{k+1} | \Omega_k] = E[E[\tilde{V} | \Omega_{k+1}] | \Omega_k] = E[\tilde{V} | \Omega_k] = P_k \quad (4.42)$$

Dies stellt eine Verallgemeinerung des Ergebnisses des Kyle-Modells dar, in dem die Preisdynamik einem Wiener-Prozeß (bzw. einer Braunschen-Bewegung) folgte, also einem Martingalprozeß mit einer Normalverteilung. Zum anderen wird die Preisfolge – ebenfalls in Analogie zum Ergebnis des Kyle-Modells – im Zeitablauf informativer, d.h., die Transaktionspreise nähern sich kontinuierlich dem bedingten Erwartungswert des unsicheren Assets aus Sicht des informierten Händlers und entsprechen diesem im Grenzwert, wenn die Anzahl der Transaktionen gegen unendlich geht. Mathematisch kann dies über die fast sichere Konvergenz der bedingten Erwartungswerte bezüglich der Realisation des unsicheren Assets des Market-makers – dessen Informationsmenge durch  $S_t$  gegeben ist – und des informierten Händlers mit der Informationsmenge  $F_t$  ausgedrückt werden:<sup>63</sup>

$$P_k = E[\tilde{V} | S_t] \xrightarrow{f.s.} E[\tilde{V} | F_t] \quad (4.43)$$

Die angesprochene Analogie zwischen der Preisdynamik im Kyle-Modell und im Glosten-Milgrom-Ansatz wird deutlich, wenn man dieses Ergebnis unter der zusätzlichen Annahme betrachtet, daß die informierten Händler die tatsächliche Realisation von  $\tilde{V} = V$  kennen. In diesem Fall gilt  $E[\tilde{V} | F_t] = V \quad \forall t \in T$ , so daß Gleichung (4.43) zu

$$P_k \xrightarrow{f.s.} V \quad (4.44)$$

wird. Dies entspricht jedoch inhaltlich der Lösung des Kyle-Modells in der Grenzwertbetrachtung der zeitstetigen Variante, die besagt, daß bei einer unendlich großen Anzahl von Handelsrunden der Marktpreis mit dem Fundamentalwert des Assets übereinstimmt. Somit ist also auch im Glosten-Milgrom-Modell die Preisbildung informationseffizient. Die Tatsache, daß die Preisdynamik im Glosten-Milgrom-Modell sowie im Kyle-Modell derart ähnliche Charakteristika aufweisen ist bemerkenswert, weil die Handels- bzw. Spielstruktur in beiden Ansätzen augenscheinlich völlig unterschiedlich konstruiert ist.

Allerdings unterscheidet sich die Preisfolge im Glosten-Milgrom-Ansatz von der des Kyle-Modells dahingehend, daß die Elemente der Preisfolge  $P_n$  nicht einheitliche Marktpreise angeben, die Überschussangebot und -nachfrage ausgleichen, sondern Preisquotierungen des Marketmakers mit einem Bid- und einem Ask-Preis. Zudem beobachten die Marktteilnehmer nicht wie im Kyle-Modell den Netto-Auftragsfluß in jeder Handelsrunde, sondern ob ein Händler zum Bid-Preis das Asset verkauft oder aber zum Ask-Preis gekauft hat. Gleichung (4.44) impliziert ferner, daß der Spread zwischen Bid- und Ask-Preis mit zunehmender Anzahl der Handelsrunden immer kleiner wird. Der Aufruf eines Spreads dient dabei dem Marketmaker als Instrument, um seine zu erwartenden Verluste aus dem Handel mit informierten Händlern beim Handel mit uninformativen Händlern zu kompensieren, die annah-

---

<sup>63</sup> Zum Konzept der fast sicheren Konvergenz sei u.a. auf Greene (2003) verwiesen.

megemäß über die gleiche Informationsmenge wie der Marketmaker verfügen.<sup>64</sup> Da jedoch gemäß Gleichung (4.44) die Informationsasymmetrie durch fortschreitenden Handel immer weiter abgebaut wird, verschwindet auch der Anreiz des Marketmakers, sich durch Spreads gegen diese abzusichern. Des Weiteren zeigen Glosten und Milgrom (1985), daß die Spreads c.p. umso größer sind, je besser die Information der informierten Händler sowie je größer deren Anzahl im Vergleich zu den uninformierten Händlern ist. Außerdem hängen die Spreads zudem positiv von der Preiselastizität der Nachfrage bzw. des Angebots der uninformierten Händler ab.<sup>65</sup>

Während die beiden erstgenannten Aspekte vor dem Hintergrund des Entscheidungsproblems des Marketmakers eine plausible Reaktion auf die damit verbundene größere Informationsasymmetrie darstellen, verdient die Aussage über die Elastizitäten eine genauere Erläuterung. Die diesem Phänomen inhärente Logik ergibt sich aus der Tatsache, daß bspw. eine c.p. preiselastischere Nachfrage der aus Liquiditätsgründen agierenden (uninformierten) Händler gleichbedeutend mit deren Akzeptanz eines höheren Ask-Preises für den Kauf einer Einheit des unsicheren Assets ist. Umgekehrt gilt dies auch für die Akzeptanz eines niedrigeren Bid-Preises für den Verkauf des Assets bei c.p. größerer Preiselastizität ihres Angebots. Daher ist es für den Marketmaker einfacher, einen, gemessen an seinen Erwartungen über die Realisation von  $\tilde{V}$ , höheren Ask- bzw. niedrigeren Bid-Preis zu veranschlagen, ohne daß er befürchten muß, einen uninformierten Händler zu diesen Konditionen von einer Transaktion gänzlich abzuhalten. Die Preiselastizität der Nachfrage bzw. des Angebots der uninformierten Händler wird dabei maßgeblich durch den individuellen Präferenzparameter  $\rho$  bestimmt. Um dies zu verdeutlichen und gleichzeitig auch die Preisdynamik des Glosten-Milgrom-Ansatzes genauer zu verstehen sowie von der des Kyle-Modells abzugrenzen, kann ein erheblich vereinfachtes Spiel betrachtet werden, das die oben angeführten Eigenschaften beinhaltet. Dabei werden insbesondere die Verteilung von  $\tilde{V}$  sowie die Parameter der Informationsstruktur für die einzelnen Marktteure konkretisiert.

Es sei daher angenommen, daß die Realisation des unsicheren Assets einer Bernoulli-Verteilung unterliegt, wobei die möglichen Ausprägungen entweder einen hohen Wert  $V_h$  oder einen niedrigen Wert  $V_n$ , wobei  $V_h \neq V_n$  ist, ergeben. Die Wahrscheinlichkeit einer hohen Ausprägung sei durch  $\tau = 0,5$  beschrieben. Diese Verteilung ist allen Marktteilnehmern bekannt, stellt also eine öffentliche Information dar. In der ersten Periode des sequentiellen Spiels  $t = 0$  entspricht dieses Wissen der Informationsmenge eines Marketmakers und eines uninformierten Händlers, auf deren Grundlage sie ihre Erwartungen hinsichtlich der Realisation von  $\tilde{V}$  bilden. Daher entspricht der unbedingte Erwartungswert von  $\tilde{V}$  zumindest in der ersten Periode

<sup>64</sup> Dies erfolgt gemäß der Nullgewinnbedingung für den Marketmaker so, daß der erwartete Gewinn aus dem Handel mit den uninformierten Anlegern dem erwarteten Verlust aus dem Handel mit den informierten Händlern entspricht.

<sup>65</sup> Der Beweis hierfür basiert, wie auch die Beweise für die Eigenschaften der Preisdynamik im Wesentlichen auf der Anwendung von Standardsätzen der Wahrscheinlichkeitstheorie, ausgehend von den Gleichgewichtsbedingungen und den Annahmen über die Informationsstrukturen des Bayesischen Spiels. Für Details sei auf Glosten und Milgrom (1985), S.80-90 verwiesen.

auch dem bedingten Erwartungswert für den Marketmaker und den uninformierten Händler:

$$E[\tilde{V}] = E[\tilde{V}|\Omega_0] = \tau \cdot V_h + (1 - \tau)V_n = \frac{V_h + V_n}{2} \quad (4.45)$$

Aufgrund der Annahme der Risikoneutralität aller Marktteilnehmer und gemäß der intertemporalen Nutzenfunktion (4.40) stellt dieser Erwartungswert den zentralen Entscheidungsparameter für die uninformierten Händler und den Marketmaker hinsichtlich ihrer Kauf- und Verkaufsentscheidung bzw. ihrer Preisquotierung dar. Des Weiteren wird für die informierten Händler angenommen, daß sie bereits in  $t = 0$  die Realisation von  $\tilde{V}$  kennen, so daß ihre Erwartungen bezüglich  $\tilde{V}$  mit Sicherheit dem tatsächlichen Wert des Assets entsprechen.<sup>66</sup> Zur mathematischen Vereinfachung o.B.d.A. gelte, daß die informierten Händler sowie der Marketmaker indifferent bezüglich des heutigen und zukünftigen Konsums sind, so daß für sie  $\rho = 1$  gesetzt werden kann. Die uninformierten Händler dagegen besitzen entweder eine unendliche Präferenz für heutigen Konsum ( $\rho = 0$ ) oder aber eine unendliche Präferenz für zukünftigen Konsum ( $\rho = \infty$ ). Beide Typen stehen dabei jedoch mit gleicher Wahrscheinlichkeit als uninformierte Händler dem Marketmaker gegenüber. Außerdem sei noch angenommen, daß sich unabhängig von der Preisdynamik immer genauso viele uninformierte Händler wie informierte Händler im Markt befinden. D.h., die bedingte wie unbedingte Wahrscheinlichkeit, daß der Händler, der in einer beliebigen Periode  $t \in \{0, \dots, T_0\}$  eine Transaktion mit dem Marketmaker durchführt, ein informierter Händler ist, beträgt immer  $p = 0,5$ . Die Struktur dieser (zugegebenermaßen bis zum Äußersten vereinfachten) Version des Glosten-Milgrom-Ansatzes ist als Extensivformspiel schematisch in Abbildung 4.8 dargestellt.

Dabei wählt auf der ersten Stufe der Marketmaker (MM) sowohl einen Ask-Preis  $A$  als auch einen Bid-Preis  $B$ , zu dem er bereit ist, das Asset zu verkaufen bzw. anzukaufen. Dabei wird er zufällig entweder mit einem informierten Händler  $IH$  oder aber einem uninformierten Händler zusammengeführt, wobei Letztere entweder eine unendliche große Präferenz für zukünftigen Konsum besitzen  $UH_\infty$  oder für heutigen Konsum  $UH_0$ . Da dieser Matchingprozeß zufällig ist, wird dieser spieltheoretisch als Informationsmenge dargestellt. Ein zufällig ausgewählter Händler entscheidet daraufhin, ob er das Asset entweder zum Ask-Preis kauft (Aktion  $A^H$ ), oder aber zum Bid-Preis verkauft (Aktion  $B^H$ ).<sup>67</sup> Die tatsächlich gewählte Aktion des Händlers kann dabei ebenso wie die vorherige

<sup>66</sup> Diese Annahme ist restriktiver als im oben beschriebenen allgemeinen Modell, da ein Informationsvorteil auch darin bestünde, daß die informierten Händler bspw. eine geringere Varianz bei der Erwartungsbildung über  $\tilde{V}$  aufweisen, also auch nicht die exakte Realisation beobachten können. Aufgrund der Annahme der Bernoulli-Verteilung von  $\tilde{V}$  kann jedoch private Information nur bedeuten, daß diese Varianz gleich Null ist. Dies entspricht somit vollends der Informationsstruktur der informierten Händler im Kyle-Ansatz.

<sup>67</sup> Im Gegensatz zum allgemeinen Glosten-Milgrom-Modell wird aufgrund der getätigten Annahmen in diesem Fall immer ein Handel stattfinden, so daß die theoretische Möglichkeit des Nicht-Handelns, ausgedrückt jeweils über  $nmA$  und  $nmB$  ( $nm$  steht dabei für „not meet“), hier vernachlässigt werden kann.

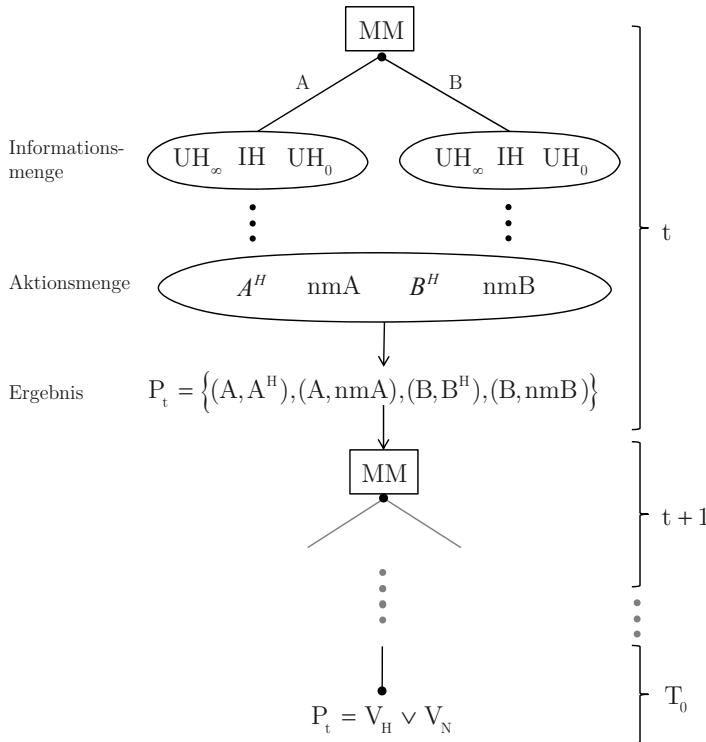


Abb. 4.8 Schematische Darstellung der vereinfachten Spielstruktur im Glosten-Milgrom-Modell

Preisquotierung von allen Marktakteuren beobachtet werden. Mit der Aktion des Händlers endet die erste Handelsperiode mit dem für alle beobachtbaren Ergebnis der ersten Spielstufe  $\{(A, A^H), (A, nmA), (B, B^H), (B, nmB)\}$ , wobei sich aufgrund des durch die Annahmen bedingten Ausschlusses eines Nicht-Handels diese Menge auf  $\{(A, A^H), (B, B^H)\}$  reduziert.<sup>68</sup> Das Spiel setzt sich dann durch eine erneute Preisquotierung des Marketmakers in der zweiten Periode  $t = 1$  fort, bis zur (exogenen) Veröffentlichung der Realisation von  $\tilde{V}$  in  $t = T_0$ . In dieser Periode wird annahmegemäß der Spread verschwinden und sich ein Marktergebnis von  $P_{T_0} = V_h \vee V_n$  einstellen. Insofern beschreibt das Glosten-Milgrom-Modell ein sequentielles Baye-

<sup>68</sup> Da ein Marketmaker die Höhe seiner Preisquotierung kennt, wird im Folgenden das Marktergebnis nicht als Tupel, sondern kurz als  $A_t^H$  bzw.  $B_t^H$  angegeben.

sianisches Spiel zwischen dem Marketmaker und den Finanzmarkthändlern mit der zugehörigen Preisdynamik  $P_t = \{P_0, P_1, \dots, P_t\}$ .

Ein Gleichgewicht in diesem Spiel verlangt neben der Ableitung der optimalen Strategie eines jeden Spielers auf jeder Stufe somit auch, daß die gewählten Aktionen konsistent mit der jeweiligen Erwartungsbildung sein müssen. Analog zum Vorgehen im Kyle-Modell müssen damit auch im Glosten-Milgrom-Ansatz Optimalitätsbedingungen formuliert werden, die einem PBE gerecht werden. Dabei kann zumindest in dieser Version des Modells insgesamt zwischen drei Typen von Händlern unterschieden werden: dem informierten Händler, dem uninformierten Händler mit einem Diskontfaktor von  $\rho = 0$  sowie dem uninformierten Händler mit einem Diskontfaktor von  $\rho = \infty$ . Aufgrund der Annahmen ist die Ableitung einer optimalen Strategie für die beiden Letztgenannten naheliegend. So hat ein uninformierter Händler mit einem Diskontfaktor von  $\rho = 0$  keinen Anreiz, das Asset zu kaufen, unabhängig vom Erwartungswert des Assets und dem jeweiligen Ask-Preis. Da er nämlich zukünftig Konsum keinerlei Nutzen zuordnet, besitzt er keinen Anreiz zur Substituierung des heutigen Konsum durch zukünftigen Konsum über den Ankauf des unsicheren Assets, selbst wenn eine derartige Investition einen positiven erwarteten Ertrag abwerfen würde.<sup>69</sup> Auf der anderen Seite wird ein solcher Händler immer bereit sein, ein Asset zu jedem Bid-Preis zu verkaufen, selbst wenn der Bid-Preis unterhalb seiner Erwartungen bezüglich der Ausprägung von  $\tilde{V}$  liegt, da ihm das Halten des Assets keinerlei Nutzen stiftet. Ein uninformierter Händler, dessen individueller Diskontfaktor  $\rho = 0$  beträgt, wird daher immer zum Bid-Preis das Asset an den Marketmaker abgeben. Da dieses Verhalten für alle möglichen Bid- und Ask-Preise rational ist, stellt dies eine mit seiner Erwartungsbildung konsistente dominante Strategie des uninformierten Händlers dieses Typs dar. Umgekehrt lässt sich für den Typ mit dem Diskontfaktor  $\rho = \infty$  ableiten, daß dessen dominante und erwartungskonsistente Strategie dem Kauf des unsicheren Assets zu jedem Ask-Preis entspricht. Die Logik hinter diesem Verhalten liegt in der Tatsache begründet, daß zukünftiger Konsum für einen solchen Anleger viel stärker gewichtet wird als heutiger Konsum und dadurch eine Substitution durch den Kauf des unsicheren Assets solange nutzensteigernd ist, solange  $V_n > 0$  gilt. Zugegebenermaßen kann der Begriff Diskontfaktor in diesem Zusammenhang als irreführend und ökonomisch unplausibel angesehen werden, da bereits ein Diskontfaktor  $\rho > 1$  mit der Akzeptanz eines negativen realen Zinssatzes gleichzusetzen wäre. Für  $\rho = \infty$  ergäbe sich dementsprechend sogar ein unendlich negativer Realzins. Dennoch kann ein solches Verhalten ökonomisch gerechtfertigt werden, wenn man die institutionellen Rahmenbedingungen des Handels an Finanzmärkten mit einbezieht. Als Beispiel sei in diesem Zusammenhang ein Devisenhändler genannt, der im Auftrag eines Dritten eine bestimmte Menge an Fremdwährung zur Abwicklung einer internationalen Gütertransaktion beschaffen soll. Dies ist aus Sicht eines Devisenhändlers völlig unproblematisch, solange die möglichen Kosten dieser Transaktion von seinem Auftraggeber getragen werden, er also nicht aus eigenen Spekulationsmotiven heraus

<sup>69</sup> Letzteres wäre der Fall, wenn der Ask-Preis unterhalb des Erwartungswertes von  $\tilde{V}$  liegen würde. Aufgrund der Informationsstruktur ist dies jedoch ohnehin ausgeschlossen, da dies einem erwarteten Verlust für den Marketmaker gleichkommen würde.

handelt. Das Verhalten des Auftraggebers muß und wird in der Regel aber eben nicht durch die Nutzenfunktion (4.40) motiviert, sondern aus (finanzmarkt-)exogenen Liquiditätsgründen. Insofern kann ein Diskontrfaktor von  $\rho = \infty$  das Verhalten von, aus reinen Liquiditätsgründen handelnden, Marktteilnehmern widerspiegeln, deren aktueller Liquiditätsbedarf unendlich hoch ist.

Anders ausgedrückt impliziert dies eine völlig preisunelastische Nachfrage des unsicheren Assets für diesen Typ des uninformativen Händlers. Genauso kann das Verhalten der uninformativen Händler mit  $\rho = 0$  mit einem völlig preisunelastischen Angebot des unsicheren Assets gleichgesetzt werden, wodurch der zuvor in den allgemeinen Ergebnissen des Glosten-Milgrom-Modells thematisierte Zusammenhang zwischen dem Parameter  $\rho$  und der Preiselastizität des Angebots und der Nachfrage der uninformativen Händler offenbar wird. Aus spieltheoretischer Sicht fallen damit die uninformativen Händler als strategische Spieler in dieser vereinfachten Version des Glosten-Milgrom-Modells heraus, da ihr Verhalten unabhängig von den Aktionen der anderen Marktteilnehmer bestimmt ist. Damit reduziert sich das Spiel im Wesentlichen auf die Interaktion zwischen dem Marketmaker und dem informierten Händler. Für diesen kann aus der Nutzenfunktion unter Berücksichtigung seiner Informationsmenge  $S_t = S$ , der Risikoneutralität und der Gleichgewichtung von heutigem und zukünftigem Konsum durch  $\rho = 1$  gezeigt werden, daß ein Kauf des Assets genau dann vorteilhaft ist, wenn  $E[\tilde{V}|S_t] = V > A_n$  gilt, also der (von ihm beobachtete) tatsächliche Wert des Assets größer ist als der vom Marketmaker in einer beliebigen Stufe  $n$  des Spiels aufgerufene Ask-Preis.<sup>70</sup> Auf der anderen Seite lohnt sich der Verkauf des Assets zum Bid-Preis genau dann, wenn  $E[\tilde{V}|S_t] = V < B_t$  vom informierten Händler beobachtet wird. Das Verhalten des informierten Händlers hängt also von der Preisquotierung des Marketmakers ebenso ab, wie von der Realisation von  $\tilde{V}$ . Allerdings kennt der informierte Händler die konkrete Ausprägung von  $\tilde{V}$ , nämlich entweder  $V_h$  oder  $V_n$ . Die entscheidende Frage lautet jedoch, ob in beiden möglichen Umweltzuständen  $V_h$  und  $V_n$  die Strategie des informierten Händlers eindeutig ist. D.h., bei der Realisation des guten Umweltzustandes  $V_h$  sollte  $A < V_h$  und gleichzeitig  $B < V_h$  gelten, so daß es für den informierten Händler immer optimal ist, das Asset zu kaufen und er gleichzeitig keinen Anreiz hat, dieses zu verkaufen. Für den schlechten Umweltzustand  $V_n$  wiederum sollte  $A > V_n$  und gleichzeitig  $B > V_n$  gelten, da er in dieser Situation immer das Asset verkaufen und niemals kaufen möchte. In diesem Fall beschreiben die beiden Strategien zustandsabhängige dominante Strategien des informierten Händlers, die konsistent mit der Erwartungsbildung und vor dem Hintergrund seiner Informationsmenge  $S$  sind. Dies ist genau dann der Fall, wenn der Marketmaker eine Preisquotierung wählt, bei der der Ask-Preis strikt kleiner ist als der Wert des Assets im guten Umweltzustand und der Bid-Preis stets über dem Wert des Assets im schlechten Umweltzustand liegt, also  $A < V_h$  und  $B > V_n$ . Dies wird aber durch die Annahme der Nullgewinnbedingung des Marketmakers sichergestellt.

<sup>70</sup> Ausgehend von  $E[U(C_0, C_1)] = C_1 + C_0 = V + c$  steigt der Erwartungsnutzen des informierten Händlers wenn  $V > A$  durch den Kauf des Assets, da der heutige Konsum  $c$  zwar um den Preis des Assets  $A$  reduziert wird, aber der zukünftige Konsum  $C_1$  um  $V > A$  ansteigt, so daß  $E[U(C_0, C_1)]$  ebenfalls größer wird.

Um dies zu verdeutlichen sei angenommen, daß der Marketmaker einen Ask-Preis von  $A > V_h$  aufruft und der Umweltzustand  $V_h$  eintritt. In diesem Fall hätten die informierten Händler keinen Anreiz, das Asset zu erwerben und werden es auch nicht verkaufen, da  $B < V_n$  gelten muß.<sup>71</sup> Der erwartete Ertrag des Marketmakers aus dem Handel mit den informierten Händlern ist somit gleich Null. Allerdings erzielt ein Marketmaker einen erwarteten Gewinn in Höhe von  $E[\Pi] = A - E[\tilde{V}] = A - (V_h - V_n)/2 > 0$ , wenn ihm ein uninformerter Händler gegenübersteht. Da dies mit positiver Wahrscheinlichkeit von  $p = 0,5$  der Fall ist, wird somit die Nullgewinnbedingung des Marketmakers durch eine derartige Preisquotierung verletzt. Eine analoge Argumentation kann auch für einen Bid-Preis unterhalb des schlechten Umweltzustandes geführt werden. Daher muß gelten:

$$A_t^* \leq V_h \quad \forall t \in \{0, \dots, T_0\} \quad (4.46)$$

$$B_t^* \geq V_n \quad \forall t \in \{0, \dots, T_0\} \quad (4.47)$$

D.h. im Umkehrschluß, daß der Spread der Preisquotierung des Marketmakers nicht größer sein kann, als der Spread zwischen gutem und schlechtem Umweltzustand.<sup>72</sup> Die oben beschriebenen zustandsabhängigen Aktionen des informierten Händlers stellen dementsprechend seine optimale Strategie dar. Da diese Strategie aber gemäß des Rückwärtsinduktionsarguments dem Marketmaker zum Zeitpunkt seiner Preisquotierung in jeder Periode des Spiels bekannt ist, wird er diese bei seiner Entscheidung berücksichtigen, wodurch die Ableitung seiner optimalen Strategie deutlich komplexer wird.

Da die Aktion des informierten Händlers in Abhängigkeit des Umweltzustands aber zumindest eindeutig ist, d.h., ein Kauf des Assets bei  $V = V_h$  und ein Verkauf des Assets bei  $V = V_n$  erfolgt, sind die Aktionen des informierten Händlers aus Sicht des Marketmakers ausgesprochen informativ. So kann ein Marketmaker aus dem Kauf des Assets durch einen informierten Händler in diesem Modell schließen, daß sich der gute Umweltzustand realisiert hat, daß Asset also den Wert  $V = V_h$  annimmt. Genauso muß er im Falle eines Verkaufs des Assets durch einen informierten Händler mit Sicherheit davon ausgehen, daß das Asset lediglich  $V = V_n$  wert ist. Allerdings kann ein Marketmaker aber aufgrund der unterstellten Handelsstruktur ex post nicht bestimmen, ob die Transaktion zu irgendeinem Zeitpunkt  $t$  mit einem informierten oder einem uninformerierten Händler stattgefunden hat. Ihm ist aber bekannt, daß er mit der – in diesem vereinfachten Modell immer gleichen – Wahrscheinlichkeit  $p = 0,5$  auf einen informierten bzw. uninformerierten Händler treffen wird. Vor dem Hintergrund dieser Informationsmenge muß die optimale Strategie eines Marketmakers eine Quotierungsregel beschreiben, die seinen erwarteten Nutzen maximiert. Da der Marketmaker genauso wie der informierte

<sup>71</sup> Ein Bid-Preis, der über dem maximalen Wert des Assets liegt, ist immer unvorteilhaft für den Marketmaker, wodurch eine solche Preissetzung durch das Argument der Elimination von strikt dominierten Strategien ausgeschlossen werden kann.

<sup>72</sup> Die Gültigkeit dieser Aussage wird im Papier auch für das allgemeinere Modell gezeigt. Vgl. Glosten und Milgrom (1985), S.85f.

Händler als risikoneutral charakterisiert wird und indifferent zwischen heutigem und zukünftigen Konsum ist (also auch  $\rho = 1$  gesetzt wird), hängt sein Nutzen ebenfalls linear von der Differenz zwischen dem Ask- bzw. Bid-Preis und dem tatsächlichen Wert des Assets ab. D.h., ein Marketmaker macht z.B. im Falle einer Kauftransaktion durch den Händler genau dann einen Gewinn, wenn der Ask-Preis höher ist als der tatsächliche Wert des Assets und einen Verlust im umgekehrten Fall. Aufgrund der unterstellten Handelsstruktur wird in jeder Periode entweder der Ask-Preis oder der Bid-Preis relevant für die (Nutzen-)Auszahlung des Marketmakers, so daß Ask- und Bid-Preisbestimmung in der Preisquotierungsstrategie unabhängig voneinander betrachtet werden können. Im Folgenden wird daher nur die Ableitung des optimalen Ask-Preises  $A^*$  diskutiert.<sup>73</sup> Dazu soll – ausgehend von der Periode  $t = 0$  – angenommen werden, daß nach der Preisquotierung des Marketmakers das Asset zum aufgerufenen Ask-Preis von einem Händler erworben wird, so daß sich die in Abbildung 4.9 dargestellte Spielstruktur einstellt. Die optimale Ask-Quotierung  $A_0^*$  muß dann, um den Anforderungen eines PBE gerecht zu werden, unter Berücksichtigung der unterstellten Nullgewinnbedingung für den Marketmaker so gewählt werden, daß die erwartete Auszahlung aus Sicht des Marketmakers bei gegebenen Informationen bzgl. der Spielstruktur zum Zeitpunkt seiner Quotierung  $\Omega_0$  gleich Null ist. Die Informationsmenge beinhaltet folgende konkrete Aspekte:

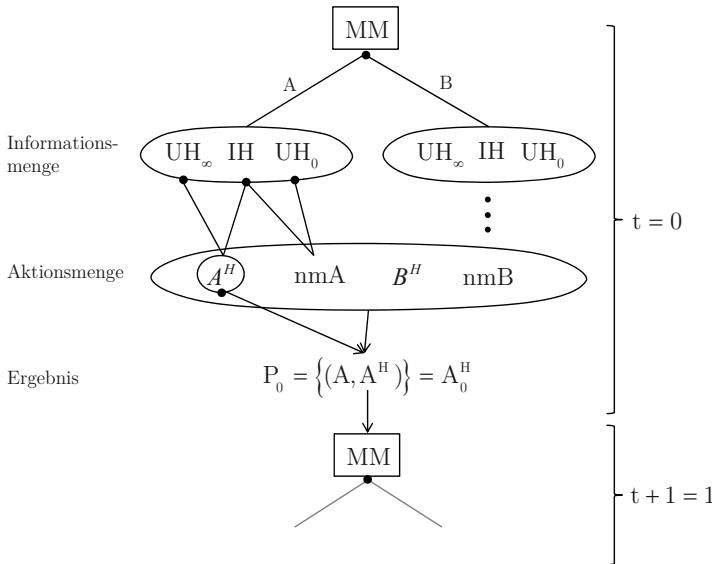
- Die (unbedingte) Wahrscheinlichkeit für den guten und den schlechten Umweltzustand ist  $\tau = 0,5$ .
- Die Wahrscheinlichkeit in  $t = 0$  mit einen informierten bzw. einen uninformativen Händler zu interagieren beträgt  $p = 0,5$ .
- Die zustandsabhängige optimale Strategie der informierten Händler lautet Kauf des Assets wenn  $\tilde{V} = V_h$ .
- Die zustandsunabhängige optimale Strategie der uninformativen Händler gemäß ihrer Liquiditätspräferenz lautet Kauf des Assets durch uninformativen Händler, wenn  $\rho = \infty$ .
- Die Wahrscheinlichkeit, mit der ein uninformierter Händler vom Typ  $\rho = \infty$  auftritt ist,  $P(\rho = \infty | UH) = 0,5$ .

Auf Grundlage dieser Informationen läßt sich eine vom Umweltzustand abhängige Maximierungsbedingung über  $A^*$  formulieren, die unter der angeführten Spielstruktur als notwendige Bedingung für ein PBE interpretiert werden kann. Gemäß der Gleichungen (4.46) und (4.47) wird ein Marketmaker bei der Annahme eines Ask-Angebotes durch einen Händler in dieser Periode einen Verlust in Höhe von  $(V_h - A)$  erleiden, wenn der gute Umweltzustand  $V_h$  zustande kommt.

Auf der anderen Seite wird er im schlechten Umweltzustand einen Gewinn in Höhe von  $(A - V_n)$  realisieren können.<sup>74</sup> Um die Nullgewinnbedingung des Marketmakers zu erfüllen, müssen sich erwartete Gewinne und Verluste aus seiner Sicht exakt entsprechen. Da diese Erwartungen aber letztlich nur von der Erwartung der

<sup>73</sup> Die Argumentation kann für den optimalen Bid-Preis  $B^*$  analog geführt werden.

<sup>74</sup> Die Zustandsabhängigkeit vom Gewinn oder Verlust eines Trades für den Marketmaker von  $V_h$  respektive  $V_n$  folgt direkt aus den beiden Gleichungen, da durch sie eine Bandbreite um  $A^*$  in Höhe von  $V_n < A \leq V_h$  vorgegeben wird.

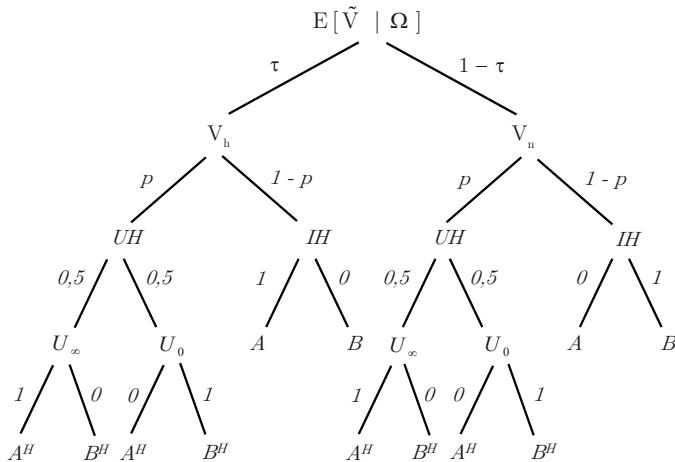


**Abb. 4.9** Beispiel für mögliche Spielstruktur in der Periode  $t = 0$

Realisation der jeweiligen Umweltzustände abhängen, ergibt sich folgende Gleichgewichtsbedingung:

$$E[U(A^*|A^H)] = P(V_h|A^H, \Omega_0)(A^* - V_h) + P(V_n|A^H, \Omega_0)(A^* - V_n) = 0 \quad (4.48)$$

Dabei bezeichnet  $A^H$  in einer Periode den Erwerb des Assets zum Ask-Preis durch den Händler. Die entscheidenden Variablen stellen in diesem Zusammenhang die Ausdrücke  $P(V_h|A^H, \Omega_0)$  bzw.  $P(V_n|A^H, \Omega_0)$  dar. Sie geben die aus Sicht des Marketmakers über seine Informationsmenge zum Zeitpunkt  $t = 0$  bedingten Wahrscheinlichkeiten an, bei der er einen Verlust oder einen Gewinn erzielt in Abhängigkeit von der Entscheidung des Händlers, in dieser Periode das Asset zum Ask-Preis zu erwerben. Durch die Parameter  $P(V_h|A^H, \Omega_0)$  und  $P(V_n|A^H, \Omega_0)$  wird die – als Bestandteil eines PBE essentielle – Beliefstruktur des Marketmakers in jeder Periode wiedergegeben. Mit Hilfe der zusätzlichen Annahmen über die Parameter der Informationsmenge  $\Omega_0$  kann die Wahrscheinlichkeit  $P(V_n|A^H, \Omega_0)$  und damit der optimale Ask-Preis des Marketmakers in der Periode  $t = 0$  in diesem vereinfachten Modell bestimmt werden.



**Abb. 4.10** Allgemeine Wahrscheinlichkeitsverteilung im vereinfachten Modellansatz innerhalb einer beliebigen Periode  $t$ .

Um die gesuchten Wahrscheinlichkeiten zu ermitteln ist es hilfreich, die möglichen Ausprägungen der Informationsmenge des Marketmakers in einem Wahrscheinlichkeitsbaum darzustellen, den Abbildung 4.10 zeigt. Auf der ersten Stufe ist hier der bedingte Erwartungswert auf Basis öffentlicher Informationen zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\Omega_t$ , also  $E[\tilde{V}|\Omega_t]$ , abgebildet. Dieser hängt von den zeitabhängigen Wahrscheinlichkeiten  $\tau_t$  und  $1 - \tau_t$  in Bezug auf die Realisation des guten und des schlechten Umweltzustands  $V_h$  und  $V_n$  ab. In der zweiten Stufe wird das ebenfalls zufallsabhängige Matching zwischen Marketmaker und Händler dargestellt. Dies erfolgt, den Annahmen entsprechend, ebenfalls gemäß einer Bernoulli-Verteilung mit den Wahrscheinlichkeiten  $p$  und  $1 - p$  für das Erscheinen eines uninformierten Händlers (UH) bzw. eines informierten Händlers (IH). Dabei ist für die Gruppe der uninformierten Händler nochmal zwischen dem Typen mit unendlicher Präferenz für das unsichere Asset  $U_\infty$  und dem Typen mit unendlicher Präferenz in Bezug auf den heutigen Konsum  $U_0$  zu differenzieren, wobei die Wahrscheinlichkeit für die jeweiligen Typen annahmegemäß jeweils  $0,5$  beträgt. Letztlich wird auf der letzten Stufe jeder Händlertyp unter der Voraussetzung, daß er in dieser Periode ausgewählt wird und unter Berücksichtigung seiner Präferenzen bezüglich des entsprechenden Umweltzustandes die für ihn optimale Entscheidung bezüglich der Annahme des Ask- bzw. des Bid-Angebotes  $A^H$  und  $B^H$  treffen. Grundsätzlich kann im allgemeinen Modellrahmen immer eine modellendogene bedingte Wahrscheinlichkeit angegeben werden, für die die einzelnen Typen in jeder Periode

$t$  in Abhängigkeit von der ihnen zugänglichen Informationsmenge zwischen den jeweiligen Aktionsparametern wählen. Aufgrund der zuvor erläuterten zustandsunabhängigen dominanten Strategien der uninformierten Händler in Abhängigkeit ihrer zeitlichen Konsumpräferenz sowie der zustandsabhängigen dominanten Strategie des informierten Händlers können alle Wahrscheinlichkeiten in jeder Spielperiode  $t$  als konstant 0 oder 1 für die beiden Aktionsparameter angegeben werden.<sup>75</sup> D.h., die Wahrscheinlichkeiten auf den unteren Stufen des in Abbildung 4.10 dargestellten Wahrscheinlichkeitsbaums ergeben sich unabhängig von der, durch die Preisdynamik beeinflussten Informationsstruktur  $\Omega_t$  im Zeitablauf. Die einzige von der Preisdynamik beeinflussbare Variable stellt somit die Wahrscheinlichkeit  $\tau_t$  für das Eintreten des guten Umweltzustandes (und die Gegenwahrscheinlichkeit  $1 - \tau_t$ ) dar. Vor diesem Hintergrund können nun die entsprechenden Werte gemäß der Modellvorgaben für die Periode  $t = 0$  eingesetzt werden, was in Abbildung 4.11 geschieht. Hieraus lassen sich nun die gesuchten Wahrscheinlichkeiten  $P(V_n|A^H)$  und  $P(V_h|A^H)$  in Periode  $t = 0$  berechnen.

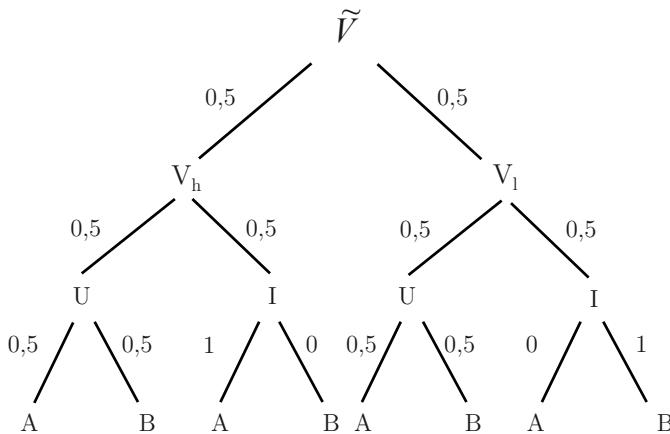


Abb. 4.11 Wahrscheinlichkeitsverteilung im vereinfachten Modellansatz in der Periode  $t = 0$ .

<sup>75</sup> Während sich ein uninformerter Händler in Abhängigkeit von seinen Präferenzen für zukünftigen Konsum entweder immer für  $A^H$  (als Typ  $U_\infty$ ) oder  $B^H$  (als Typ  $U_0$ ) entscheiden wird, wählt unter Berücksichtigung der Bedingungen (4.46) und (4.47) der informierte Händler immer  $A^H$  im guten Umweltzustand und  $B^H$  im schlechten Umweltzustand, den er bereits zu Beginn der ersten Handelsperiode verzerrungsfrei beobachten kann.

Dabei ergibt sich unter Verwendung des Satzes der bedingten Wahrscheinlichkeiten und unter zusätzlicher Berücksichtigung der Annahmen über  $\tau$ ,  $p$  und  $s$  für  $P(V_n|A^H) = 0,25$  und  $P(V_h|A^H) = 0,75$ .<sup>76</sup> Ein Marketmaker ist sich in der ersten Periode dieses Spiels bewußt, daß er im Falle eines Trades zum von ihm gewählten Ask-Preis nur in 25 Prozent der Fälle einen Gewinn erwirtschaften wird. Diesen erzielt er genau dann, wenn er zufällig mit einem uninformierten Händler zusammentrifft, dessen individuelle Liquiditätspräferenz gleichzeitig  $\rho = \infty$  beträgt. Dieser wird nämlich auch dann mit ihm handeln, wenn sich der Umweltzustand  $V_n$  eingestellt hat, den keiner der beiden zum Zeitpunkt der Interaktion beobachten kann. In allen anderen Fällen macht er Verluste, da er entweder mit einem informierten Händler interagiert, der nur dann die Entscheidung  $A^H$  trifft, wenn sich der aus Sicht des Marketmakers in diesem Moment ungünstige Umweltzustand  $V_h$  realisiert hat, oder mit einem uninformierten Händler mit unendlicher Präferenz für zukünftigen Konsum, der aufgrund seiner Liquiditätspräferenz unabhängig vom – für ihn zwar vorteilhaften aber nicht beobachtbaren – guten Umweltzustand  $V_h$  immer den Ask-Preis des Marketmakers akzeptiert. Dementsprechend paßt der Marketmaker seine Ask-Preisquotierung im Vergleich zum bedingten Erwartungswert über  $\tilde{V}$  dahingehend an, daß für den Ask-Preis gilt:

$$V_h > A^* > E[\tilde{V}] = E[\tilde{V}|\Omega_0] = (V_h + V_n)/2 \quad (4.49)$$

In dieser Version des Glosten-Milgrom Modells führt der höhere Ask-Preis nicht zu einer Verhaltensänderung der uninformierten Händler, die annahmegemäß die gleichen Informationen wie der Marketmaker besitzen, da ihre Entscheidungen über Kauf und Verkauf des Assets nur von ihrem Präferenzparameter  $\rho$  abhängen, nicht aber vom Erwartungswert oder erwarteten Gewinn der Anlage.<sup>77</sup> Daher kann der Marketmaker seine Verluste durch einen höheren Ask-Preis senken und seine potentiellen Gewinne bei Realisation des schlechten Umweltzustandes steigern, ohne daß die Nachfrage davon berührt wird. Denn die Nachfrage der uninformierten Händler ist über  $\rho = \infty$  als völlig preisunelastisch anzusehen. Zur Vervollständigung der optimalen Strategie des Marketmakers in der ersten Periode fehlt nun noch die Ableitung des optimalen Bid-Preises  $B^*$  des Marketmakers. Diese erfolgt analog zu den Überlegungen bei der Ableitung von  $A^*$ . Dazu muß allerdings von einer Spielstruktur ausgegangen werden, bei der in der ersten Periode kein Handel zum Ask-Preis  $A^H$ , sondern ein Handel zum Bid-Preis  $B^H$  zwischen dem Marketmaker und dem über den Matchingprozeß mit ihm interagierenden Händler stattgefunden hat. Hier macht der Marketmaker bei Realisation des guten Umweltzustandes  $V_h$  einen Gewinn in Höhe von  $(V_h - B^*)$ , da er das Asset zu einem niedrigeren Preis ( $B^*$ ) erwirbt, als es für ihn an Wert ( $V_h$ ) besitzt. Umgekehrt verliert er  $(B^* - V_n)$  im schlechten Umweltzustand  $V_n$ , da das Asset weniger wert ist, als er dafür bezahlt hat. Analog

<sup>76</sup> Da die bedingte Wahrscheinlichkeit zu Beginn des Handelsprozesses aus Sicht des Marketmakers der unbedingten Wahrscheinlichkeit für den guten Umweltzustand entspricht, ist hier  $\tau = 1 - \tau = 0,5$ .

<sup>77</sup> Für den uninformierten Händler mit  $\rho = \infty$  lohnt sich der Kauf des Assets immer, solange  $V_n > 0$  ist, da er heutigem Konsum keinen Nutzen beimisst. Für den uninformierten Händler mit  $\rho = 0$  dagegen lohnt sich der Kauf des Assets niemals.

lassen sich auch hierfür gemäß Abbildung 4.11 die Wahrscheinlichkeiten  $P(V_h|B^H)$  und  $P(V_n|B^H)$  berechnen, mit denen er seine erwartete Auszahlung gewichtet. Anhand der augenscheinlichen Symmetrie der beiden Fälle lässt sich ableiten, daß der Marketmaker im Falle einer Bid-Preis-Transaktion dem schlechten Umweltzustand ebenfalls eine dreifach höhere Wahrscheinlichkeit zumeist, als dem guten Umweltzustand, so daß  $P(V_h|B^H) = 0,25$  und  $P(V_n|B^H) = 0,75$  sind.<sup>78</sup> Daraus ergibt sich für den optimalen Bid-Preis  $B^*$ :

$$V_n < B^* < E[\tilde{V}] = E[\tilde{V}|\Omega_0] = (V_h + V_n)/2 \quad (4.50)$$

Aus den beiden Ergebnissen für  $A^*$  und  $B^*$ , die die Gleichungen (4.49) und (4.50) zeigen, folgt unmittelbar:

$$B^* < E[\tilde{V}] = E[\tilde{V}|\Omega_0] = (V_h + V_n)/2 < A^* \quad (4.51)$$

Grundsätzlich besagt Gleichung (4.51), daß der Aufruf eines Spreads durch den Marketmaker bereits in der ersten Periode als rationale Entscheidung des Marketmakers infolge der bestehenden Informationsasymmetrie auch in dieser einfachen Version des Glosten-Milgrom-Modells abgeleitet werden kann. Auf Grundlage dieser Ergebnisse lässt sich die optimale Strategie des Marketmakers für alle Perioden  $t \in \{0, 1, \dots, T_0\}$  des Spiels mittels Vorwärtsinduktion bestimmen. Diese ergibt sich als verallgemeinerte Fassung der Gleichung (4.48) für den optimalen Ask-preis in jeder Periode  $A_t^*$  durch:

$$E[U(A_t^*|A_t^H)] = 0 \quad \forall t \in \{0, 1, \dots, T_0\} \quad (4.52)$$

Nach Umformung folgt daraus:

$$\begin{aligned} E[U(A_t^*|A_t^H)] &= \\ P(V_h|A_t^H, \Omega_t) (A_t^* - V_h) + P(V_n|A_t^H, \Omega_t) (A_t^* - V_n) &\Leftrightarrow \\ P(V_h|A_t^H, \Omega_t) (A_t^* - V_h) &= P(V_n|A_t^H, \Omega_t) (A_t^* - V_n) \quad \forall t \in \{0, 1, \dots, T_0\} \end{aligned} \quad (4.53)$$

Die optimale Ask-Preissetzung in jeder Periode und damit die gesamte Preisdynamik in diesem Modell hängt somit einzig und allein von den über die Informationsmenge des Marketmakers bedingten Wahrscheinlichkeiten bezüglich der Umweltzustände in jeder Periode, nämlich  $P(V_h|A_t^H, \Omega_t)$  sowie  $P(V_n|A_t^H, \Omega_t)$ , ab. Analog sind für die optimale Bid-Preissetzung in jeder Periode die Parameter  $P(V_n|B_t^H, \Omega_t)$  sowie  $P(V_h|B_t^H, \Omega_t)$  zu bestimmen über:

$$P(V_h|B_t^H, \Omega_t) (V_h - B_t^*) = P(V_n|B_t^H, \Omega_t) (B_t^* - V_n) \quad \forall t \in \{0, 1, \dots, T_0\} \quad (4.54)$$

<sup>78</sup> Die Berechnung kann entweder anhand des Wahrscheinlichkeitsbaumes erfolgen oder über die Anwendung des Satzes der bedingten Wahrscheinlichkeiten. Zu beiden Konzepten sei auf entsprechende Statistiklehrbücher verwiesen.

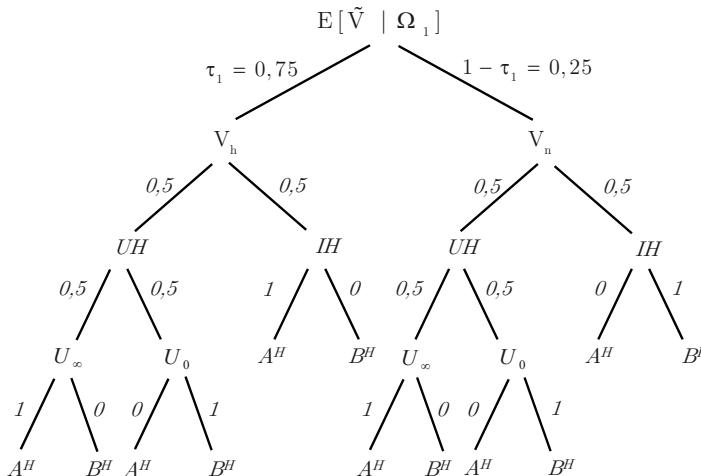
Somit folgt auch die Informationsverarbeitung des Marketmakers über die Anpassung dieser Wahrscheinlichkeiten, die wiederum zu einer Anpassung der Preissetzung führt. Um dies zu verdeutlichen, sei noch einmal von der in Abbildung 4.9 dargestellten Situation des Spiels ausgegangen, bei der in der ersten Periode  $t = 0$  eine Transaktion zum Ask-Preis  $A_0^H$  zwischen Marketmaker und Händler stattgefunden hat. Die Frage ist, wie sich diese Information auf die Strategien der einzelnen Spieler in der zweiten Periode  $t = 1$  auswirkt? Da in dieser Variante des Glosten-Milgrom-Modells die Preisdynamik jedoch keinen Einfluß auf die Strategien der drei Händlertypen hat, bleibt deren Verhalten unverändert. Für den Marketmaker stellt die Beobachtung von  $A^H$  in der vorangegangenen Periode hingegen einen Informationsmehrwert dar, der Einfluß auf seine Preisquotierung in der aktuellen Periode hat. Der Marketmaker weiß, daß im Falle eines Kaufs des Assets durch einen Händler in der vorangegangenen Periode  $t = 0$  die Wahrscheinlichkeit dafür, daß dies bei der Realisation des schlechten Umweltzustandes geschehen ist, nur 25 Prozent beträgt, da diese Wahrscheinlichkeit durch  $P(V_n|A_0^H)$  definiert ist. Diese Tatsache war dem Marketmaker bereits vor seiner Preisquotierung in der ersten Periode zur Festlegung seines Ask-Preises  $A_0^*$  bekannt. Aus seiner Sicht war es jedoch zumindest zu diesem Zeitpunkt ebenso wahrscheinlich, daß in dieser Periode eine Transaktion zum Bid-Preis  $B_0^*$  stattfinden wird. Wenn die Transaktion jedoch tatsächlich zum Ask-Preis stattfindet, dann wird aus der Szenariobetrachtung  $P(V_n|A_0^H)$  bzw.  $P(V_h|A_0^H)$  Gewissheit und somit erfolgt auch eine Anpassung der Erwartungen des Marketmakers bezüglich der Realisation von  $\tilde{V}$  unter Berücksichtigung dieser Entwicklungen. Informationstheoretisch stellt  $A^H$  aus Sicht des Marketmakers ein gestörtes Signal im Hinblick auf die Wahrscheinlichkeit des guten bzw. schlechten Umweltzustandes für das unsichere Asset dar. Denn die bedingte Wahrscheinlichkeit, daß die Aktion  $A^H$  von einem informierten Händler ausgeging, also  $P(IH|A^H)$ , ist größer als die Wahrscheinlichkeit, daß diese von einem uninformierten Händler ausging,  $P(UH|A^H)$ . Da aber ein informierter Händler das Asset nur zum Ask-Preis erworben hätte, wenn sich der gute Umweltzustand eingestellt hätte, ist damit aus Sicht des Marketmakers auch insgesamt in Periode  $t = 1$  die Wahrscheinlichkeit gestiegen, daß sich der gute Umweltzustand  $V_h$  realisiert hat. Im Beispieldfall beträgt die daraus resultierende bedingte Wahrscheinlichkeit für den guten Umweltzustand  $\pi = 0,75$  und für den schlechten Umweltzustand  $1 - \pi = 0,25$ . Damit verändert sich aber gleichzeitig auch der bedingte Erwartungswert des Marketmakers hinsichtlich  $\tilde{V}$  zu:

$$E[\tilde{V}|\Omega_1] = \pi \cdot V_h + (1 - \pi)V_n > E[\tilde{V}] = \frac{V_h + V_n}{2} \quad (4.55)$$

D.h., aus Sicht des Marketmakers erfolgt über die Anpassung seiner Erwartungen bezüglich der Wahrscheinlichkeit der jeweiligen Umweltzustände durch die Beobachtung von  $A^H$  gleichzeitig auch eine Revision bzgl. seiner Einschätzung des Wertes des Assets. Damit verändert sich aber auch seine Informationsstruktur für die Szenarioberechnungen im Hinblick auf die Bid- und Ask-Preisquotierungen in dieser Periode  $t = 1$ , die er gemäß seiner optimalen Strategie wie folgt für den Ask-Preis  $A_1^*$  festlegt:

$$P(V_h|A_1^H, \Omega_1)(A_1^* - V_h) = P(V_n|A_1^H, \Omega_1)(A_1^* - V_n) \quad (4.56)$$

Dabei lassen sich die Ausdrücke  $P(V_h|A_1^H, \Omega_1)$  sowie  $P(V_n|A_1^H, \Omega_1)$  wie in der ersten Periode anhand eines Wahrscheinlichkeitsbaums unter der neuen Informationsmenge  $\Omega_1$  ableiten, die in Abbildung 4.12 dargestellt ist.



**Abb. 4.12** Wahrscheinlichkeitsverteilung im vereinfachten Modellansatz in der Periode  $t = 1$  nach  $P_0 = A^H$ .

Der einzige Unterschied zwischen dieser Darstellung und der in Abbildung 4.11 ergibt sich auf der ersten Stufe, wo die Wahrscheinlichkeiten für die jeweiligen Umweltzustände  $V_h$  und  $V_n$  angegeben sind. Alle anderen Einträge sind auf Grund der getätigten Annahmen unabhängig von der Preisdynamik und daher auch bei der aktualisierten Informationsmenge unverändert. Durch die Anpassung der Informationsstruktur muß und wird sich aber die Preisquotation des Marketmakers in der Periode  $t = 1$  ändern und zwar dahingehend, daß die entsprechende Ask-Preissetzung  $A_1^*$  im Vergleich zur Vorperiode höher ausfallen wird. Der Grund hierfür ist, daß die korrespondierenden Wahrscheinlichkeiten für die beiden Umweltzustände bei einer weiteren Ask-Preis-Transaktion in der Periode  $t = 1$  durch  $P(V_h|A_1^H, \Omega_1) = 0,9$  und  $P(V_n|A_1^H, \Omega_1) = 0,1$  gegeben sind.<sup>79</sup> D.h., im Falle einer weiteren Transaktion zum Ask-Preis kann der Marketmaker auf Basis seiner Informationen nur noch mit

<sup>79</sup> Die Berechnung erfolgt analog über die Anwendung der Satzes zur Berechnung von bedingten Wahrscheinlichkeiten.

einer Wahrscheinlichkeit von 10 Prozent davon ausgehen, daß sich der schlechte Umweltzustand realisiert. Demzufolge muß er sich nun in noch größerem Maße gegen die daraus zu erwartenden Verluste absichern, indem er den Ask-Preis weiter anhebt, wodurch zum einen die realisierten Verluste im (nun aus seiner Sicht sehr) wahrscheinlichen guten Umweltzustand weiter begrenzt werden können und zum anderen seine möglichen Gewinne im (unwahrscheinlichen) Fall, daß sich doch der schlechte Umweltzustand realisiert hat, höher ausfallen würden. Selbstverständlich wird auch der Bid-Preis durch den Marketmaker auf Grund der neuen Information angepasst. Eine einfache Berechnung ergibt für die relevanten Wahrscheinlichkeiten  $P(V_h|B_1^H, \Omega_1) = P(V_n|B_1^H, \Omega_1) = 0,5$ . Folglich wird der optimale Bid-Preis  $B_1^* = E[\tilde{V}] = (V_h + V_n)/2$  entsprechen.<sup>80</sup> Dieses auf den ersten Blick erstaunliche Ergebnis wird vor dem informationstheoretischen Hintergrund dieses Szenarios deutlich. Würde die Aktionsfolge der Händler tatsächlich  $\{A_0^H, B_1^H\}$  nach den ersten beiden Perioden lauten, so steht der Marketmaker informationstheoretisch wieder am Anfang. So kann er bei einer Beobachtung eines Kaufs und eines Verkaufs des Assets durch die Händler nicht darauf schließen, welche der Transaktionen von einem informierten Händler durchgeführt wurde. Daher wird er beide Umweltzustände für gleich wahrscheinlich halten und somit im Falle einer Transaktion zum Bid-Preis in der zweiten Periode den Bid-Preis entsprechend dem aus seiner Sicht unbedingten Erwartungswert setzen, um einen erwarteten Gewinn von Null zu generieren. Folglich wird der Marketmaker im Falle eines Kaufs des Assets durch den Händler sowohl den Bid- als auch den Ask-Preis bei seiner Preisquotierung im Vergleich zur Vorperiode erhöhen.

Die vorangegangene Analyse dieses stark vereinfachten Glosten-Milgrom-Modells hat somit deutlich gemacht, in welcher Weise Informationen über Bayesiansches Lernen im Rahmen dieses Mikrostrukturansatzes verarbeitet werden, um letztlich die Preisdynamik zu determinieren. Die relevante Beliefstruktur, die in jeder Periode und für alle möglichen Umweltzustände berechnet werden muß, reduzierte sich aufgrund der speziellen Annahmen insbesondere hinsichtlich der Bernoulli-Verteilungen für alle zufallsabhängigen Komponenten effektiv auf zwei Wahrscheinlichkeiten, nämlich  $P(V_h|A_t^H, \Omega_t)$  sowie  $P(V_h|B_t^H, \Omega_t)$ .<sup>81</sup> Zudem muß die Beliefstruktur lediglich für den Marketmaker angepaßt werden, da das aus den Annahmen abgeleitete Verhalten der Händler durch erwartungsunabhängige dominante Strategien beschrieben wird, wodurch eine erhebliche Komplexitätsreduktion im Vergleich zum allgemeinen Modell erreicht wird.<sup>82</sup> Dennoch verlangt ein PBE selbst in diesem einfachen Modell, daß der Marketmaker für jeden denkbaren Um-

<sup>80</sup> Die Berechnung hierfür erfolgt analog zu der für den Ask-Preis.

<sup>81</sup> Da wegen der Bernoulli-Verteilungsannahme jeweils  $P(V_h|A_t^H, \Omega_t) = 1 - P(V_h|A_t^H, \Omega_t)$  und  $P(V_n|B_t^H, \Omega_t) = 1 - P(V_h|B_t^H, \Omega_t)$  gilt, wird die Beliefstruktur durch die beiden genannten Wahrscheinlichkeiten bestimmt.

<sup>82</sup> Insbesondere muß in diesem Zusammenhang nicht auf sog. Higher-Order-Beliefs geachtet werden, also Rückwirkungen zwischen der Erwartungsbildung eines Spielers auf die Erwartungsbildung eines Anderen.

weltzustand und zu jedem Zeitpunkt diese Wahrscheinlichkeiten berechnet und seine Preisquotierung rational daran ausrichtet.<sup>83</sup>

Die Preisdynamik selbst kann somit als eine Funktion abhängig von der stochastischen Folge  $F_t = \{P(V_h|A_t^H, \Omega_t), P(V_h|B_t^H, \Omega_t)\}$  abgeleitet werden, die wiederum eine sog. Markov-Kette beschreibt.<sup>84</sup> Die statistischen Eigenschaften dieser Folge sichern, daß sich die allgemeinen Konvergenzergebnisse der Preisdynamik im allgemeinen Modell auch in dieser Variante einstellen. Die Preisdynamik wird für  $t \rightarrow \infty$  zu einer Situation konvergieren, in der entweder der Ask- und der Bid-Preis nahe bei  $V_h$  oder aber nahe bei  $V_n$  liegen werden, wobei zumindest in diesem Modell beide Zustände ex ante gleich wahrscheinlich sind.<sup>85</sup> Das angeführte Beispiel, in dem in den ersten beiden Handelsrunden jeweils  $A^H$  zu beobachten war, vermittelt einen guten Eindruck über die Wirkung dieses Konvergenzprozesses, da Bid- und Ask-Preis beide über dem unbedingten Erwartungswert lagen. Würde sich hier der gute Umweltzustand eingestellt haben, so würde ein Marketmaker bei unendlich vielen Transaktionsrunden unendlich öfter  $A^H$  als  $B^H$  beobachten und somit dem guten Umweltzustand die Wahrscheinlichkeit  $P(V_h|A_t^H, \Omega_t) = P(V_h|B_t^H, \Omega_t) \approx 1$  beimes- sen. Durch Einsetzen in die Optimalitätsbedingung folgt dann:

$$A_t^* \approx B_t^* \approx V_h \quad (4.57)$$

Aufgrund der unterstellten Verteilungssannahme wird jedoch ein positiver Spread so lange existieren, bis die Informationsasymmetrie in  $t = T_0$  exogen aufgehoben wird.<sup>86</sup> Die so charakterisierte Preisdynamik in dieser konkreten Modellausgestaltung des Glosten-Milgrom-Ansatzes weist demnach ebenfalls die bereits im Kyle-Modell beobachtete Eigenschaft auf, daß durch den Handelsprozeß private Informationen über die Preisbildung zu öffentlichen Informationen werden. In diesem konkreten Beispiel bedeutet dies, daß der Marketmaker zum Ende des Handelsprozesses einen nahezu (spreadfreien) Marktpreis in Höhe von  $V_h$  für das unsichere Asset aufruft.

Die bereits in der Betrachtung der allgemeinen Ergebnisse diskutierten Ähnlichkeiten im Hinblick auf die im Kyle-Modell und im Glosten-Milgrom-Modell abgeleiteten Eigenschaften der Preisdynamik lassen sich somit im Wesentlichen auf die in beiden Ansätzen praktizierte Modellierung als Bayesianisches Extensivformspiel zurückführen. Beide Ansätze gehen von einem sequentiellen Entscheidungsfindungsprozeß derselben Akteure (Marketmaker und Händler) aus, von denen ein Spieler über private Informationen bezüglich einer für beide nutzenrelevanten zufallsabhängigen Variablen, nämlich dem unsicheren Asset, verfügt. Die Analyse

<sup>83</sup> In der Spieltheorie wird dies als sequentiell rationales Verhalten bezeichnet. Siehe z.B. Vega-Redondo (2003), S.128-130.

<sup>84</sup> Eine Markov-Kette ist ein stochastischer Prozeß, dessen Ausprägung nur vom aktuellen Zustand in diesem Falle  $\Omega_t$  abhängt.

<sup>85</sup> Da allerdings zu einem bestimmten Zeitpunkt  $t = T_0$  auch in dieser Modellvariante die Realisation von  $\tilde{V}$  öffentlich bekannt wird, wird die Preisdynamik nicht unendlich fortgesetzt werden.

<sup>86</sup> Dies ist leicht zu erkennen, da selbst bei nahezu unendlicher Folge von Kauftransaktionen immer noch eine zwar verschwindend geringe, aber dennoch von 0 verschiedene Wahrscheinlichkeit dem schlechten Umweltzustand vom Marketmaker zugewiesen wird, solange  $\tau \neq 1$  gilt.

des oben diskutierten Falls hat deutlich gemacht, daß auch bei einer sehr spezifischen Ausgestaltung der Modellparameter die Lösungsstruktur eines solchen Spiels mit denen des allgemeinen Modells kompatibel ist, so lange wie bestimmte Grundrahmenbedingungen, wie die Existenz einer stabilen stochastischen Verteilung für die Modellierung der Unsicherheit im Modell, erfüllt sind. Da diese Rahmenbedingungen jedoch für alle sequentiellen Bayesianischen Spiele zur Ableitung eines Gleichgewichts identisch sind, überrascht es wenig, daß die Ergebnisse des Glosten-Milgrom-Modells, des Kyle-Modells und zu einem gewissen Grad auch des Rational-Expectations-Modells Ähnlichkeiten aufweisen. In diesem Zusammenhang ist es von untergeordneter Bedeutung, ob die Marketmaker ihre Preisquotation vor der Interaktion mit den Händlern festlegen (wie im Glosten-Milgrom-Modell) oder erst nach Beobachtung des Auftragsflusses mit allen Händlertypen in Aktion treten (wie im Kyle-Modell). Im Ergebnis wird in beiden Fällen eine Situation modelliert, in der ein Spieler (der Marketmaker) ein Signal (Auftragsfluß bzw.  $A^H$  oder  $B^H$ ) über die Realisation einer Zufallsvariablen ( $\tilde{V}$ ) aus dem Verhalten eines Spielers mit privater Information (informierter Händler) erhält, das jedoch durch eine Störquelle (uninformierte Händler, die zeitgleich mit den informierten Händlern auftreten) verzerrt wird, was durch eine den Spielern bekannte Wahrscheinlichkeitsverteilung (Anzahl der uninformierten Händler zu den informierten Händlern) konkretisiert wird. Da insbesondere die (ökonomisch interessanten) Grenzwertbetrachtungen der jeweiligen Lösungen maßgeblich von den stochastischen Eigenschaften der beiden Zufallselemente in dieser Modellierung abhängen, die wiederum in beiden Ansätzen den gleichen Anforderungen an die Ableitung eines PBE unterliegen, müssen folglich auch die Preisdynamiken als Bestandteile dieses Gleichgewichts identische Merkmale aufweisen.

Insgesamt können daher das Glosten-Milgrom-Modell und das Kyle-Modell zumindest als konzeptionell eng verwandte Marktmikrostrukturansätze angesehen werden. Dennoch erlaubt die im Glosten-Milgrom-Modell unterstellte Spielstruktur die Ableitung einer Preisdynamik, die sich insbesondere im Hinblick auf das Auftreten von Bid-Ask-Spreads als integraler Bestandteil der Preissetzungsstrategie des Marketmakers fundamental von der einheitlichen Preissetzung im Kyle-Modell abgrenzt. Insofern gelingt es im Glosten-Milgrom-Modell, einen prägnanten Aspekt der Finanzmarktpaxis theoretisch zu fundieren, ohne dabei andere ökonomisch wünschenswerte Eigenschaften wie z.B. die Informationseffizienz der Preissetzung in Frage zu stellen. Zudem lassen sich grundsätzlich in diesem Modellrahmen auch komplexere Handelsstrategien darstellen, als dies im vereinfachten Modell der Fall war. So ist es z.B. durchaus möglich, daß informierte Händler zu unterschiedlichen Zeitpunkten unterschiedliche Aktionen wählen also bspw. in einer Periode das Asset kaufen und in einer anderen das Asset verkaufen, um ihren Nutzen zu maximieren. Zudem kann das Spiel wie im Kyle-Modell dahingehend angepaßt werden, daß der Zeitraum zwischen zwei Transaktionen endogenisiert wird. Eine entsprechende Erweiterung findet sich bereits in Copeland und Galai (1983), bei denen der Diskontrfaktor  $\rho$  zu einer zeitstetigen Variante innerhalb des Intervalls  $\{0, \dots, T_0\}$  umfunktioniert wird. In diesem sog. offenen Quotierungsintervall entscheidet jeder Händler daher in Abhängigkeit von seiner zeitlichen Präferenz darüber, ob, wann

und wie er mit dem Marketmaker in Interaktion tritt, so daß die Ankunft der Händler hier durchaus einen Informationsgehalt besitzt.<sup>87</sup> Nicht zuletzt sind die Verteilungsannahmen hinsichtlich des unsicheren Assets im Glosten-Milgrom-Ansatz weniger restriktiv als im Kyle-Modell. Andererseits kann durch die Limitierung des Modells auf ein festgelegtes Handelsvolumen von einer Einheit des Assets wenig über den Zusammenhang von Umsatzvolumen und Preisentwicklung ausgesagt werden. Dies gelingt allenfalls ansatzweise in der Modellvariante mit einem offenen Quotierungsintervall.<sup>88</sup> Zudem sind die Modellergebnisse sensitiv im Hinblick auf die Annahmen der Risikoneutralität der Akteure sowie der Nullgewinnbedingung für den Marketmaker. Die Aufhebung der Annahme der Risikoneutralität macht die Ableitung des sequentiell rationalen Handelns nahezu unmöglich, während die Aufhebung der Nullgewinnbedingung insbesondere die Eindeutigkeit eines PBE gefährdet und somit eine Quelle für das Auftreten multipler Gleichgewichte darstellt. Abschließend kann ebenfalls kritisch angemerkt werden, daß auch das Glosten-Milgrom-Modell einer zentralistischen Finanzmarktstruktur folgt, da auch hier die Preissetzung im Endeffekt nur über den Marketmaker stattfindet und (direkter) Interdealer-Handel ausgeschlossen wird. Zusammenfassend bleibt somit festzuhalten, daß das Glosten-Milgrom-Modell zwar einige zusätzliche Aspekte des Handels an Finanzmärkten darzustellen und zu erklären vermag aber zumindest hinsichtlich der Praxis im Devisenhandel nicht allen Facetten gerecht wird.

#### 4.2.4 Interdealer-Modell

Die Tatsache, daß die bisher betrachteten Modelle weniger an die Gegebenheiten auf den Devisenmärkten als vielmehr denen auf (regulierten und zentralisierten) Aktien- und Bondmärkten angepaßt sind, kann als charakteristisch für alle drei zuvor diskutierten Mikrostrukturansätze angesehen werden. Die Fokussierung auf diese Finanzmärkte ist dabei durchaus beabsichtigt, betrachtet man den Zeitraum der Entwicklung der Modellansätze (von 1979-1985), da zu diesem Zeitpunkt die ökonomische Forschung auf die makroökonomische Komponente des Devisenhandels fokussiert war und daher die finanzmarktspezifischen Charakteristika des Devisenmarktes nicht in den Vordergrund der Analyse stellte. Die zunehmende Bedeutung des internationalen Devisenhandels im Kontext des internationalen Finanzhandels veränderte diese Sichtweise jedoch kontinuierlich dahingehend, daß die Preisbildung am Devisenmarkt maßgeblich durch das Marktumfeld eines Finanzmarktes beeinflußt wird.<sup>89</sup> Der daraus entstehende Bedarf einer speziell für den Devisenmarkt entwickelten Mikrostrukturmodellierung wurde u.a. von Lyons (1995) erkannt. Vor diesem Hintergrund entwickelte er einen Modellrahmen, der als

<sup>87</sup> Siehe hierzu Copeland und Galai (1983), S.1463-1464. Auch in Glosten und Milgrom (1985) wird diese Modellierung aufgegriffen (S. 94-96).

<sup>88</sup> Siehe hierzu Copeland und Galai (1983), S.1464.

<sup>89</sup> Vgl. die Umsatzentwicklung des Devisenmarktes gemäß Abbildung 4.1 sowie die Ausführungen in Abschnitt 4.1. dieses Kapitels.

Grundlage für eine vierte Klasse von Mikrostrukturansätzen dienen soll, nämlich dem sog. Interdealer-Modell, das maßgeblich auf die Arbeiten von Lyons (1997) und Evans und Lyons (1999) zurückgeht. Charakteristisches und namensgebendes Merkmal stellt dabei das Fehlen eines Marketmakers bzw. Brokers dar. Stattdessen erfolgt die Preisfindung hier in der direkten Interaktion zwischen den Händlern und ihren Kunden bzw. zwischen den Händlern untereinander. In der Praxis des Devisenhandels erfolgt letzteres typischerweise über ein nur Devisenhändlern zugängliches und oft personalisiertes Handelssystem.<sup>90</sup> Insofern liegt der Fokus der Analyse in diesem Fall nicht auf dem transparenteren Broker-gestützten Handel, sondern auf dem direkten Interdealer-Handel.<sup>91</sup> Hierzu wird analog zu allen anderen Mikrostrukturansätzen auch ein Bayesianisches Extensivformspiel mit mehreren Akteuren über mehrere Perioden beschrieben. Als Spieler werden dabei insgesamt  $n$  identische Händler sowie ein Kontinuum von Kunden betrachtet. Alle Akteure werden als risikoavers gemäß der aus dem Rational-Expectations-Ansatz bereits bekannten CARA-Nutzenfunktion über ihr Endvermögen  $W_T$  angenommen. Als Anlagemöglichkeiten stehen ebenfalls ein risikoloses Asset und eine riskante Anlage zur Verfügung, wobei jedoch Erstere einen Ertrag von Null erbringt. Der Ertrag des unsicheren Assets in jeder Periode wird mit  $r_t$  bezeichnet, wobei  $r_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_r)$  gilt. Obwohl grundsätzlich eine dynamische Modellstruktur unterstellt wird, gibt es keine Diskontierung der Erträge, so daß sich der Wert des unsicheren Assets  $\tilde{V}$  allgemein als

$$\tilde{V}_t = \sum_{i=1}^t r_i \quad (4.58)$$

ergibt. Die Nichtberücksichtigung eines Diskonfaktors kann ebenso wie die Annahme über die Erträge des sicheren Assets damit gerechtfertigt werden, daß der Zeithorizont zwischen mehreren Anlageentscheidungen eines Devisenhändlers in der Regel auf einen Handelstag beschränkt ist, so daß das Opportunitätskostenargument vernachlässigt werden kann. Aus der Verteilungsannahme der einzelnen Renditen  $r_t$  folgt auch, daß  $\tilde{V}_t$  ebenfalls normalverteilt ist und somit der Modellierung im Glosten-Milgrom-Modell sowie im Kyle-Modell entspricht. Die unterstellte Spielstruktur unterscheidet sich jedoch fundamental von den zuvor diskutierten Mikrostrukturansätzen.<sup>92</sup>

Abbildung 4.13 stellt die sequentielle Abfolge der verschiedenen Aktionen der betrachteten Spieler für das Modell in Evans und Lyons (1999) schematisch dar.<sup>93</sup> Von den verschiedenen Varianten dieser Klasse der Mikrostrukturansätze stellt die Modellierung von Evans und Lyons (1999) am deutlichsten auf eine Analyse der Preisbildung bzw. ihrer Dynamik ab und ist somit konzeptionell eher mit den zuvor

<sup>90</sup> Das meistbenutzte System in diesem Zusammenhang ist Reuters-Dealing 2000-1.

<sup>91</sup> Der Anteil des direkten Interdealer-Handels am Kassadevisenhandel beträgt gemäß BIS (2010) 18,5 Prozent, während alle elektronischen Systeme zusammen auf ca. 41 Prozent kommen.

<sup>92</sup> Innerhalb dieser Modellklasse dagegen ist diese Struktur als charakteristisch anzusehen.

<sup>93</sup> Das Ursprungsmodell gemäß Lyons (1997) unterscheidet sich im Wesentlichen nur durch das Fehlen der dritten Stufe. Ein wesentlich größerer Unterschied besteht allerdings in der jeweils unterstellten Informationsstruktur.

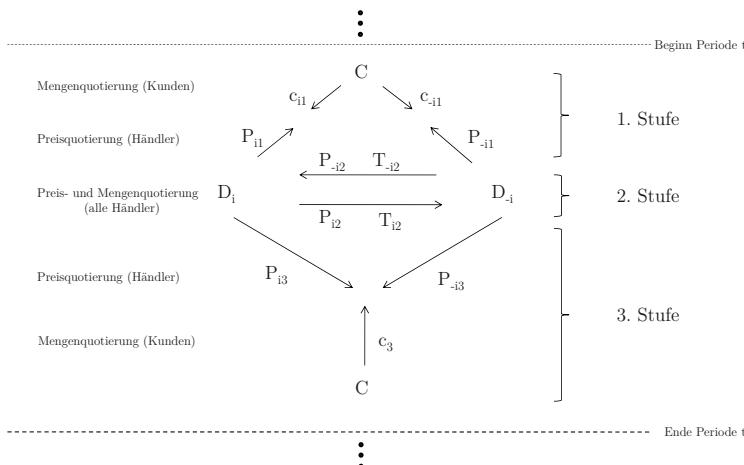


Abb. 4.13 Spielstruktur Interdealer-Modell nach Evans und Lyons (1999)

diskutierten Modellansätzen zu vergleichen.<sup>94</sup> Zu Beginn einer dreistufigen Periode  $t \in \{0, 1, \dots, T\}$  erhält jeder Händler  $D_i \in \{1, \dots, N\}$  eine Mengenquotierung  $c_i$  von seinen Kunden. Dabei bezeichnet  $c_i > 0$  das Nettovolumen der Kauf- bzw. Verkaufsaufträge aus Sicht der Kunden, wobei  $c_i > 0$  bedeutet, daß insgesamt mehr Kaufaufträge als Verkaufsaufträge von Seiten der Kunden des entsprechenden Händlers eingegangen sind. Zeitgleich gehen von derselben Grundgesamtheit aller Kunden  $C$  weitere Mengenquotierungen  $c_{-i}$  an alle anderen Händler  $D_{-i}$  außer dem Händler  $D_i$ . Die händlerbezogenen Mengenquotierungen werden in jeder Periode  $t$  zufällig abgegeben, wobei gilt:

$$c_i \sim i.i.d. N(0, \sigma_c) \quad \forall i \in \{1, \dots, N\} \quad (4.59)$$

D.h., die einzelnen Kundenaufträge sind nicht Ausdruck strategischen Verhaltens der Kunden, geben also keinen Hinweis auf die jetzige oder die zukünftige Realisation der Rendite des Assets  $r_{t+i}$ .<sup>95</sup> Aus Sicht des Händlers wiederum stellt eine Mengenquotierung mit  $c_i > 0$  eine Situation dar, in der er das unsichere Asset zur Verfügung stellen, also aus seinem Bestand an die Kunden abgeben muß. Dazu ruft der Händler  $D_i$  einen Preis  $P_{i1}$  auf, zu dem dieser Tausch in Stufe 1 durchgeführt wird. Allerdings erfolgt diese Preisquotierung parallel zu der Mengenquotierung seiner Kunden, so daß er nicht auf die Realisation von  $c_{i1}$  reagieren kann. Zeitgleich

<sup>94</sup> Bei Lyons (1997) steht bspw. die Erklärung des Volumens des Interdealer-Handels im Vordergrund.

<sup>95</sup> Dies ist eine Besonderheit in Evans und Lyons (1999). In Lyons (1997) wird eine weniger restriktive Korrelationsstruktur unterstellt.

erfolgt die Preisquotierung  $P_{-i1}$  der anderen Händler  $D_{-i}$  gegenüber ihren Kundenaufträgen  $c_{-i1}$ . Diese simultane Mengen- und Preisquotierung zwischen den einzelnen Händlern und ihren Kunden charakterisiert die erste Stufe des Spiels.

Im Anschluß daran findet eine zweite Handelsrunde statt, in der jeder Händler eine eigene Mengenquotierung für das unsichere Assets  $T_{i2}$  bzw.  $T_{-i2}$  – also wie viele Einheiten des Assets er kaufen ( $T_{i2} > 0$ ) oder verkaufen ( $T_{i2} < 0$ ) möchte – sowie eine Preisquotierung  $P_{i2}$  bzw.  $P_{-i2}$  abgibt, zu der er bereit ist, jede beliebige Menge des Assets von anderen Händlern zu kaufen oder zu verkaufen. Diese Aktionen finden jeweils simultan statt, d.h., alle Händler geben gleichzeitig sowohl ihre Mengen- als auch ihre Preisquotierungen ab. Diese simultane Inter-Dealer-Handelsrunde markiert die zweite Stufe des Spiels innerhalb der Periode  $t$ . Dieser folgt dann eine dritte Transaktionsrunde, die sich wiederum zwischen den einzelnen Händlern und den Kunden abspielt. Im Unterschied zur ersten Stufe handeln jedoch hier zunächst die Händler, indem sie eine dritte Preisquotierung  $P_{i3}$  bzw.  $P_{-i3}$  aufrufen, zu der sie bereit sind, jede beliebige Menge des Assets an die Kunden  $C$  abzugeben bzw. aufzunehmen. Im Gegensatz zur ersten Stufe erfolgt aber die Mengenquotierung in der letzten Stufe als aggregierte Nachfrage über alle Kunden, so daß hier eine einheitliche Mengenquotierung  $c_3$  abgegeben wird.<sup>96</sup> Zudem erfolgt diese Quotierung nicht zufällig, sondern sie ist Ausdruck nutzenmaximierenden bzw. rationalen Verhaltens in Reaktion auf die Preisquotierung der Händler. Auffällig an dieser Spielstruktur ist die Tatsache, daß es im Unterschied zu den anderen Mikrostrukturmodellen in einer Periode mehrere Preissetzungsrunden gibt. Tatsächlich sind es zwei simultane Teilspiele in den Stufen eins und zwei und ein sequentielles Teilstspiel in Stufe Drei, die wiederum ein sequentielles Teilstspiel innerhalb einer Periode bilden. Hinzu kommt, daß mehrere Akteure ihre Aktionen simultan wählen und daß den einzelnen Spielern unterschiedliche Aktionsparameter in bestimmten Entscheidungsknoten zur Verfügung stehen.

Für die Ableitung eines BNE oder gar eines PBE müssen daher für die Händler insgesamt drei Preisquotierungen und die Mengenquotierung  $T_{i2}$  für alle Händler sowie die Mengenquotierung  $c_{i3}$  für die Kunden bestimmt werden, wobei alle Aktionen in jeder Periode sequentiell rational sein müssen. Letzteres erfordert bekanntlich die Berücksichtigung der gegebenen Informationsstruktur, um daraus die rationale Erwartungsbildung der Spieler in jedem Teilstspiel abzuleiten. In Evans und Lyons (1999) wird hierbei zunächst unterstellt, daß die Rendite des Assets in der Periode  $t$ ,  $r_t$ , zu Beginn des Handelsprozesses sowohl Kunden als auch Händlern bekannt ist und damit eine öffentlich verfügbare Information darstellt. Alle Spieler kennen überdies die Verteilung der zukünftigen Renditen  $r_{t+i}$  gemäß der oben beschriebenen Verteilungsannahmen. Insofern gibt es hier im Gegensatz zu den zuvor beschriebenen Mikrostrukturmodellen keinen informierten Spieler, der bessere bzw. genaue Kenntnis über den Wert des unsicheren Assets besitzt. Unsicherheit besteht aus Sicht der Spieler daher nur im Hinblick auf die zukünftige Wertentwicklung des Assets, nicht aber über die aktuelle oder vergangene Performance. Andererseits tritt eine zusätzliche Störquelle für die Händler in Form der individuellen

<sup>96</sup> Insofern kann  $c_3$  als gepoolte Nettonachfrage der Kunden betrachtet werden, wobei  $c_3 < 0$  einem Nettoangebot des unsicheren Assets gleichkommt.

Mengenquotierungen  $c_{i1}$  auf, da diese zufällige und von der Realisation von  $r_t$  unabhängige Portfolioveränderungen ihrer Kunden darstellen und von den Händlern in jedem Fall bedient werden müssen. Aus der Perspektive eines Händlers stellt eine Mengenquotierung  $c_{i1}$  eine private Information dar, da nur er diese beobachten kann. D.h. auch, daß alle anderen Quotierungen  $c_{-i1}$  dem Händler unbekannt sind und daß sich gemäß der Annahme über die Verteilung der einzelnen Mengenquotierungen in Gleichung (4.59) auch aus der von ihm beobachteten Realisation keine Rückschlüsse auf die Realisationen der anderen Mengenquotierungen ziehen lassen. Dementsprechend sieht die Informationsmenge  $\Omega_{i1}$  eines beliebigen Händlers  $D_i$  zum Zeitpunkt seiner ersten Preisquotierung in Periode  $t$  wie folgt aus:

$$\Omega_{i1,t} = \{r_t, \tilde{P}_{t-1}\} \quad (4.60)$$

Dabei bezeichnet  $\tilde{P}_{t-1}$  die Preisdynamik der vorangegangenen Perioden, was alle beobachtbaren Preis- und Mengenquotierungen beinhaltet. Außerdem ist in der Informationsmenge  $V_{t-1} = \sum_{i=1}^{t-1} r_i$  enthalten, was dem kumulierten Fundamentalwert des unsicheren Assets entspricht. Diese Informationen sind grundsätzlich öffentlich verfügbar, so daß alle Händler bei ihrer Preisquotierung  $P_{i1}$  keine Informationsvorteile gegenüber anderen Händlern oder gegenüber ihren Kunden besitzen. Da die Preisquotierung zeitgleich mit der zufälligen Mengenquotierung der Kunden einhergeht, ist die Preissetzung aus Sicht des Händlers in der ersten Stufe des Spiels unbeeinflußt von der Realisation von  $c_{i1}$ , der Händler kann also zumindest in der ersten Stufe durch seine Preissetzung nicht auf die Nettonachfrage (bzw. das Nettoangebot) für das unsichere Asset reagieren. Vor Beginn der zweiten (Interdealer-) Handelsrunde ist jedem Händler  $D_i$  jedoch die ihn betreffende Nettonachfrage (bzw. das Nettoangebot)  $c_{i1}$  seiner Kunden bekannt, so daß er diese in seine Entscheidungen mit einfließen lassen kann. Die relevante Informationsmenge, auf deren Basis er seine Preis- und Mengenquotierung  $P_{i2}$  und  $T_{i2}$  wählt, entspricht daher:

$$\Omega_{i2,t} = \{\Omega_{i1}, c_{i1}\} \quad (4.61)$$

Im Gegensatz zur ersten Stufe verfügen alle Händler in der zweiten Stufe über eine gemäß ihrer jeweiligen Kundenaufträge  $c_{i1}$  angepaßte Informationsmenge. Daraus kommt erst in dieser Phase des Spiels die für Bayesianische Spiele charakteristische Komponente der privaten Information zum Tragen. Anders ausgedrückt stellt sich für einen Händler  $D_i$  vor der Interaktion mit den anderen Händlern  $D_{-i}$  eine Ausgangssituation dar, in der er entweder das unsichere Asset seinen Kunden zur Verfügung gestellt hat (wenn  $c_{i1} < 0$ ) oder aber umgekehrt sich mehr Anteile des unsicheren Assets in seinem Portfolio befinden als zu Beginn der Periode (wenn  $c_{i1} > 0$ ). In der ersten Situation nimmt er dann folglich eine Long-Position und der zweiten Situation eine Short-Position für das unsichere Asset – bezogen auf den Beginn der Periode  $t-1$ . Diese Ausgangsposition stellt aber eine private Information eines jeden Händlers dar, da nur er  $c_{i1}$  beobachten konnte. Die Mengenquotierung seiner Kunden bleibt den anderen Händlern auch nach der Interaktion mit diesen verborgen. Andererseits können alle Händler vor ihrer letzten Preisquotierung  $P_{i3}$  das Ergebnis des Interdealer-Handels in der zweiten Stufe in ihrer Entscheidung

berücksichtigen, also sowohl die Preisquotierungen  $P_{-i2}$  der anderen Händler  $D_{-i}$  als auch deren Mengenquotierungen  $T_{-i2}$ . D.h., jeder Händler gibt einen Preis  $P_{i2}$  an, zu dem er grundsätzlich bereit ist jede Menge des unsicheren Assets zu kaufen bzw. zu verkaufen. Gleichzeitig gibt er aber auch ein(e) präzise(s) mengenmäßige(s) Nachfrage bzw. Angebot für das Asset gemäß  $T_{i2}$  ab. Aufgrund der simultan stattfindenden Aktionen kann es passieren, daß ein bestimmter Händler  $D_a$ , der eine positive Mengenquotierung  $T_{a2} > 0$  abgibt, also das Asset eigentlich kaufen möchte, aus dem Interdealer-Handel am Ende als ein Nettoverkäufer hervorgeht. Dies ist genau dann der Fall, wenn es einen anderen Händler  $D_b$  gibt, der eine identische Preisquotierung wie Händler  $D_a$  abgegeben hat  $P_{a2} = P_{b2}$  und ebenfalls eine positive Mengenquotierung für das Asset mit  $T_{b2} > T_{a2} > 0$  aufruft. In diesem Fall müssen beide Händler aufgrund ihrer identischen Preisquotierung bereit sein, für die Mengenquotierung des anderen Händlers auch die Gegenposition einzugehen. D.h.,  $D_a$  erhält zwar von Händler  $D_b$   $T_{a2}$  Einheiten des Assets, muß aber gleichzeitig auch für die Mengenquotierung  $T_{b2}$  die Gegenposition einnehmen, also  $T_{b2}$ -Einheiten an  $D_b$  verkaufen, so daß seine Nettoposition nach der Interdealer-Runde  $T_{a2} - T_{b2} < 0$  entspricht. Dieses Beispiel macht deutlich, daß die eigenen Mengenquotierungen nicht unabhängig von den Quotierungen der anderen Spieler gewählt werden. Gleichzeitig hängt jede Mengenquotierung aber auch von der individuellen, durch die Kundenaufträge  $c_{i1}$  bestimmten, Ausgangssituation der Händler in der zweiten Stufe ab, so daß die Quotierungen zumindest als ein gestörtes Signal über die Realisation der Kundenaufträge als Ganzes interpretiert werden können. Von daher besitzt auch die kumulierte Nachfrage der Händler in der Interdealer-Phase  $\tilde{X}$  einen gewissen Informationsgehalt. Dabei gilt:

$$\tilde{X} = \sum_{i=1}^N T_{i2} \quad (4.62)$$

$\tilde{X}$  kann in diesem Zusammenhang auch als gerichteter kumulierter Auftragsfluß des Interdealer-Handels angesehen werden. Ist  $\tilde{X} > 0$ , so überwiegen insgesamt die Kaufangebote der Händler die Verkaufsangebote, was potentielle Rückschlüsse auf die Realisation aller Kundenaufträge  $\tilde{C} = \sum_{i=1}^N c_{i1}$  zuläßt. Die Realisation von  $\tilde{X}$  ist für alle Händler vor ihrer dritten Preisquotierung verzerrungsfrei beobachtbar, so daß die relevante Informationsmenge durch

$$\Omega_{i3} = \{\Omega_{i2}, \tilde{X}\} \quad (4.63)$$

gegeben ist. Die Bedeutung des Interdealer-Auftragsflusses als wichtiges Informationssignal für die Preissetzung wird immer wieder in Befragungen von Devisenhändlern herausgestellt.<sup>97</sup> Insofern stellt diese Modellierung nicht nur eine konzeptionelle Parallele zum Kyle-Modell dar, sondern vor allem auch den Versuch, ein wesentliches Merkmal der Praxis des Devisenhandels theoretisch darzu-

---

<sup>97</sup> Vgl. hierzu die Ausführungen zum Auftragsfluß in vorherigen Kapitel.

stellen.<sup>98</sup> Somit wird die Informationsstruktur des Spiels durch die Gleichungen (4.60) - (4.63) komplett beschrieben, so daß nun unter zusätzlicher Berücksichtigung der CARA-Nutzenfunktion über das erwartete Vermögen, der Annahmen über die Zufallsvariablen  $\tilde{V}$  und  $c_{i1}$  bzw.  $c_{-i1}$  sowie der Spielstruktur ein BNE abgeleitet werden kann.<sup>99</sup> Den Ausgangspunkt dieser Überlegungen bildet die für alle Spieler identische CARA-Nutzenfunktion über das erwartete Endvermögen  $W_T$ . Das Endvermögen ergibt sich dabei als das kumulierte Gesamtvermögen der einzelnen Vermögenszuwächse  $W_t$  über die Perioden  $t \in \{0, 1, \dots, T\}$ . Aufgrund der fehlenden Diskontierung innerhalb des Modells und der Normierung des sicheren Assets auf den Wert 1 kann eine Vermögensveränderung  $\Delta W_t = W_t - W_{t-1} \neq 0$  nur durch das Halten und/oder den Handel mit dem unsicheren Asset auftreten. Wegen der Verteilungsannahmen bezüglich des unsicheren Assets, speziell der Normalverteilung der Rendite  $r_t$  und der Unabhängigkeit der Renditen über die Perioden, folgt, daß auch die einzelnen Vermögenszuwächse in jeder Periode unabhängig voneinander sind. D.h., zu jedem beliebigen Zeitpunkt  $t$  schätzt jeder Spieler die zukünftige Wertentwicklung des Assets und damit des Vermögens identisch ein und zwar unabhängig davon, in welcher Periode er sich befindet, so daß die Ableitung einer Maximierungsstrategie für eine repräsentative Periode  $t$  auch automatisch das Endvermögen maximiert. Aufgrund dieser Symmetrie innerhalb der einzelnen Perioden des wiederholten Spiels genügt es, zumindest für die Ableitung eines BNE, das in Abbildung 4.13 skizzierte Teilspiel in der Periode  $t$  zu lösen, so daß der für jeden Spieler relevante Nutzen durch den Wert von  $W_t$  determiniert wird. Zudem folgt aus der Verteilungsannahme auch, daß  $W_t \sim N(\mu_W, \sigma_W)$  ist. Rationales Verhalten der Spieler wiederum impliziert die Maximierung dieser Nutzenfunktion bezüglich  $W_t$ . Diese wird über die optimale Wahl der jeweiligen Aktionsparameter gewährleistet, so daß für einen Händler  $D_i$  hierzu die Preisquotierungen  $P_{i1}, P_{i2}, P_{i3}$  sowie die Mengenquotierung  $T_{i2}$  entsprechende Parameter für die Nutzenmaximierung darstellen. Das Vermögen eines beliebigen Händlers  $D_i$  am Ende einer beliebigen Periode  $W_{i,t}$  hängt somit immer von diesen Aktionsparametern bei gleichzeitiger Berücksichtigung der Spielstruktur in Abbildung 4.13 sowie der Informationsstruktur bei Evans und Lyons (1999) wie folgt ab:

$$W_{i,t} = W_{i0} + c_{i1,t}(P_{i1,t} - P_{-i2,t}) + \\ (N_{i2,t} + E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}]) (P_{i3,t} - P_{-i2,t}) - T_{-i2,t} (P_{i3,t} - P_{i2,t}) \quad (4.64)$$

Dabei bezeichnet  $W_{i0,t}$  das Vermögen eines Händlers zu Beginn der Periode  $t$ ,  $P_{-i2,t}$  sowie  $T_{-i2,t}$  die Preis- bzw. Mengenquotierungen, die gegenüber dem Händler

<sup>98</sup> Wenn auch hier unter der vereinfachenden Annahme, daß sich der Auftragsfluß transaktionskostenfrei und exakt beobachten läßt, was in der Praxis in der Regel nicht der Fall ist.

<sup>99</sup> Die Tatsache, daß in diesem Modell lediglich ein BNE und kein PBE abgeleitet wird, ist dabei für die Interpretation des Ergebnisses nicht von Bedeutung. Der Unterschied zwischen beiden Gleichgewichtskonzepten besteht im Wesentlichen in der Berücksichtigung nicht relevanter Teilspiele beim PBE, so daß dessen Ableitung lediglich mathematisch (noch) aufwendiger ist, aber keine zusätzlichen Erkenntnisse liefert.

$D_i$  in der Interdealer-Phase (Stufe 2) von anderen Händlern abgegeben wurden und zu Transaktionen geführt haben sowie  $N_{i2,t}$  die sog. spekulative Nachfrage des Händlers im Interdealer-Handel. Letztere ist gleichbedeutend mit der gewünschten Nettoposition, die ein Händler nach der Interdealer-Handelsrunde und vor der letzten Handelsrunde mit den Kunden in Bezug auf das unsichere Asset einnehmen möchte. Diese ist abhängig von der Ausgangsposition durch den individuellen Kundenhandel  $c_{i1,t}$ , der eigenen Mengenquotierung gegenüber den anderen Händlern  $T_{i2,t}$  und der von ihm erwarteten Menge des unsicheren Assets, die er zu seiner Preisquotierung  $P_{i2,t}$  von den anderen Händlern erwartet aufzunehmen  $E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}]$  und zwar durch:

$$N_{i2,t} = T_{i2,t} - c_{i1,t} - E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}] \quad (4.65)$$

D.h., wenn ein Händler  $N_{i2,t} > 0$  anstrebt, so möchte er vor der letzten Handelsrunde eine Long-Position bei dem unsicheren Asset einnehmen, also die Menge des unsicheren Asset in seinem Portfolio erhöhen.  $N_{i2,t}$  stellt insofern eine Spekulation des Händlers dar, als er grundsätzlich bemüht ist, zum Ende der Handelsperiode keine offenen Positionen zu halten. Andernfalls geht er aufgrund der unsicheren Entwicklung bezüglich der zukünftigen Realisation von  $r_{t+1}$  ein Risiko ein. Dementsprechend wird der Händler die Long-Position in der letzten Handelsrunde gegenüber den Kunden ausgleichen müssen, um nicht in diese Situation zu kommen. Modelltheoretisch erklärt sich dieses Verhaltensmuster der Händler aus der unterstellten Risikoaversion.<sup>100</sup> Gleichzeitig ist es aber charakteristisch für Finanzmarkt- und insbesondere Devisenhändler in der Praxis (Lyons, 1995), so daß sich auch an dieser Stelle das Bemühen einer Anpassung der Modellstruktur an tatsächliche (Devisen-)marktgegebenheiten zeigt.

Das Eingehen einer Long-Position  $N_{i2,t} > 0$  ist für einen Händler grundsätzlich dann gewinnbringend, wenn er diese Position zu einem Preis  $P_{i3,t}$  in der dritten Handelsrunde an die Kunden abgeben kann, der höher ist als der Preis, den er zum Erreichen dieser Longposition aufrufen mußte, nämlich  $P_{-i2,t}$  bzw.  $P_{i2,t}$ . Dabei ist die Preisquotierung der anderen Händler  $P_{-i2,t}$  die relevante Quotierung, zu der die vom Händler im Interdealer-Handel aufgerufene Mengenquotierung  $T_{i2,t}$  bedient wird und seine eigene Preisquotierung  $P_{i2,t}$  diejenige, zu der er die Mengenquotierungen der anderen Händler  $T_{-i2,t}$  bedient. Die konkrete Ausprägung von  $T_{-i2,t}$  ist jedoch aufgrund der simultanen Preis- und Mengenquotierung für einen Händler nur bedingt zu beeinflussen und zum Zeitpunkt seiner Entscheidungen nicht beobachtbar, so daß er die für ihn ertragsrelevante angestrebte Nettoposition  $N_{i2,t}$ , die sich nach der Interdealer-Runde ergibt, gemäß seines Informationsstandes *ex ante* nur abschätzen kann. Somit berücksichtigt er für die Bestimmung der angestrebten Nettoposition seine Erwartungen bedingt über seine Informationsmenge  $\Omega_{i2,t}$  bezüglich der Mengenquotierungen der anderen Händler während des Interdealer-Handels  $E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}]$ . Seine tatsächliche Nettoposition  $NP_{i3,t}$  in Folge der ersten

<sup>100</sup> Bei einem Erwartungswert der Rendite des unsicheren Assets von Null wird unter den gegebenen Annahmen das unsichere Asset immer schlechter eingeschätzt als das sichere Asset, da Ersteres bei gleichem Erwartungswert ein (höheres) Risiko besitzt.

beiden Handelsrunden und vor der dritten Preisquotierung ist dagegen wie folgt gegeben:

$$NP_{i3,t} = T_{i2,t} - c_{i1,t} - T_{-i2,t} \quad (4.66)$$

Diese Position  $NP_{i3,t}$  versucht der Händler über seine letzte Preisquotierung  $P_{i3,t}$  an die Kunden weiterzugeben um keine Übernachtrisiken einzugehen.  $NP_{i3,t} > 0$  entspricht dabei einer Long-Position für das unsichere Asset aus Sicht des entsprechenden Händlers.<sup>101</sup>

Faßt man die vorangegangenen Überlegungen zusammen, kann man die Vermögensentwicklung eines Händlers innerhalb einer Periode als Summe der Wertentwicklungen seiner jeweiligen Nettopositionen bezüglich des unsicheren Assets auf jeder Stufe des Spiels darstellen.<sup>102</sup> Ausgehend von einer Nettoanfangs- wie Nettoendposition von Null können vermögensverändernde Wertentwicklungen nur zwischen der ersten und zweiten sowie der zweiten und dritten Stufe des Spiels auftreten, da ein Händler nur hier Short- bzw. Longpositionen für das Asset eingeht. Beim Übergang von der ersten auf die zweite Periode entspricht die Nettoposition eines jeden Händlers aber genau  $-c_{i1}$ , da er in der ersten Stufe die Gegenposition zu der Nachfrage seiner Kunden eingenommen hat und zwar zur Preisquotierung  $P_{i1}$ . Während der zweiten Stufe quotiert er jedoch den Preis  $P_{i2}$ , zu dem er bereit ist jede beliebige Menge des Assets anzukaufen oder zu verkaufen, also theoretisch auch  $c_{i1}$ . Wenn z.B.  $c_{i1} > 0$  ist, bedeutet dies, daß der Händler seinen Kunden das Asset in der ersten Stufe zum Preis  $P_{i1}$  verkauft hat, also zum Zeitpunkt der zweiten Handelsrunde eine Shortposition aufweist. Diese könnte er ausgleichen durch den Ankauf von exakt  $c_{i1}$  Einheiten des Assets zum Preis  $P_{i2}$ . Der resultierende Gewinn dieser Transaktion ist die Differenz aus dem Verkaufspreis  $P_{i1}$  und dem Rückkaufspreis  $P_{i2}$  multipliziert mit der Menge  $c_{i1}$ . Aber selbst wenn diese Transaktion nicht realisiert würde, entspräche der rechnerische Vermögenszuwachs  $\Pi_{i2}$  für einen Händler zwischen der ersten und zweiten Stufe:

$$\Pi_{i2} = (P_{i1} - P_{i2}) \cdot c_{i1} \quad (4.67)$$

Der Händler macht demnach einen (Buch-)Gewinn, wenn bei positiver Kundennachfrage  $c_{i1} > 0$  gilt, daß  $P_{i1} > P_{i2}$ , oder aber bei negativer Kundennachfrage  $c_{i1} < 0$  gilt, daß  $P_{i1} < P_{i2}$ . Zwischen der zweiten und dritten Stufe verändert sich der rechnerische Vermögenswert des Händlers aus zwei Gründen: Zum einen verändert sich seine Nettoposition auf  $c_{i3}$ , also gemäß Gleichung (4.66) um die eigene Mengenquotierung  $T_{i2}$ , die zum Preis  $P_{-i2}$  erfüllt wird, und um die entgegengesetzte Mengenquotierung aller anderen Händler  $-T_{-i2}$ , die zu seiner eigenen Preisquotierung

<sup>101</sup> Als Konvention gilt, daß das Vorzeichen einer jeden Mengenquotierung aus Sicht des jeweils Quotierenden gewählt wird. D.h.,  $T_{i2,t} > 0$  bedeutet z.B. einen Ankauf des Assets durch den Händler  $D_i$  und  $c_{i1,t} > 0$  einen Ankauf des Assets von den privaten Kunden in der ersten Periode. Da der Händler aber sowohl für  $c_{i1,t}$  als auch für  $T_{-i2,t}$  jeweils die Gegenposition einnimmt, gehen diese in Gleichung (4.66) aus seiner Perspektive negativ ein.

<sup>102</sup> Infolge der Betrachtung innerhalb einer Periode wird ab jetzt der Zeitindex  $t$  bei der Parameterauflistung weggelassen.

$P_{i2}$  ausgeführt werden. Zum anderen wird in der dritten Stufe eine neue Preisquotierung  $P_{i3}$  von den Händlern aufgerufen. Analog zu den Überlegungen für die Wertveränderung des Vermögens zwischen der ersten und zweiten Periode entspricht die Wertveränderung zwischen der zweiten und dritten Periode  $\Pi_{i3}$  also der Differenz zwischen dem Wert der Nettoposition nach der Interdealer-Handelsrunde und dem Wert der Nettoposition nach der letzten Preisquotierung  $NP_{i3} \cdot P_{i3}$ . Im Unterschied zur ersten Stufe wird dieser Betrag in der letzten Handelsrunde aber in jedem Fall realisiert, da der Händler seine Nettoposition annahmegemäß ausgleichen will und somit die Gegenposition  $-NP_{i3}$  einnimmt. Der Wertzuwachs zwischen der zweiten und dritten Stufe ergibt sich dann wie folgt:

$$\Pi_{i3} = (-T_{-i2} \cdot P_{i2} + T_{-i2} \cdot P_{-i3}) + (T_{i2} \cdot P_{-i2} - T_{i2} \cdot P_{i3}) + (-c_{i1} \cdot P_{i2} + c_{i1} \cdot P_{i3}) \quad (4.68)$$

Der Vermögenswert eines Händlers am Ende einer Handelsperiode setzt sich dann zusammen aus:

$$W_{i3} = W_{i0} + \Pi_{i2} + \Pi_{i3} \quad (4.69)$$

Durch Einsetzen in Gleichung (4.69) und einigen algebraischen Umformungen folgt dann:

$$\begin{aligned} W_{i3} &= W_{i0} + (P_{i1} - P_{i2}) \cdot c_{i1} + (P_{i2} - P_{i3}) \cdot c_{i1} + \\ &T_{i2} \cdot (P_{i3} - P_{-i2}) + (-T_{-i2} \cdot (P_{i2} - P_{i3})) = W_{i,t} \quad \forall t \end{aligned} \quad (4.70)$$

D.h., Gleichung (4.70) entspricht einer umgeformten Budgetrestriktion für einen beliebigen Händler in jeder Periode  $t$  und ist äquivalent zu Gleichung (4.64). Dabei gehören die beiden Parameter  $N_{i2,t}$  und  $E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}]$  hier nicht zu den Aktionsparametern der Händler im Spiel, obwohl sie von diesen abhängen. Der Ausdruck  $N_{i2,t} + E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}]$  stellt andererseits eine Approximation an das Entscheidungskalkül eines (Devisen-)Händlers in der (Finanzmarkt-)Praxis dar, weil Händler sehr wohl spekulative Nettopositionen unter Berücksichtigung ihres Informationsstandes und der Aktionen der anderen Händler innerhalb eines Handelstages eingehen.<sup>103</sup> Die drei Terme aus Gleichung (4.64) lassen sich somit als Gewinne aus dem Kundenhandel, Spekulationsgewinne gegenüber anderen Händlern sowie den Kosten der Liquiditätssteuerung bezüglich des Erreichens einer ausgeglichenen Nettoposition zur Vermeidung von Übernachtrisiken interpretieren. In der zweiten Version dieser Budgetrestriktion zeigt sich jedoch explizit die Abhängigkeit des Gesamtvermögens von den Aktionen der Händler. Um die Voraussetzungen eines BNE zu erfüllen, müssen diese so gewählt werden, daß sie den (erwarteten) Nutzen gemäß der CARA-Nutzenfunktion über den Vermögensendwert  $W_{i,t} = W_{i3}$  maximieren, also die Lösung des folgenden Maximierungsproblems bilden:

---

<sup>103</sup> Diese These wird durch Befragungen von Devisenhändlern wie z.B. in Cheung und Chinn (2001) gestützt.

$$\max_{P_1, P_2, P_3, T_{i2}} E[U[W_{i3}]] = -\exp(-\theta \cdot W_{i3} | \Omega_i) \quad (4.71)$$

Hierbei bezeichnet  $\theta > 0$  den Grad der (konstanten absoluten) Risikoaversion und Gleichung (4.70) fungiert gewissermaßen als Budgetrestriktion für Gleichung (4.71). Da für alle Händler dieselbe Nutzenfunktion unterstellt wird, unterscheidet sich das Maximierungsproblem für einen beliebigen Händler  $D_i$  von einem anderen Händler  $D_{-i}$  allenfalls durch die individuelle Informationsstruktur  $\Omega_i$  respektive  $\Omega_{-i}$  in jeder Spielstufe. Die in Gleichung (4.60) dargestellte relevante Informationsmenge der Händler für ihre erste Preisquotierung  $P_{i1}$  ist aber offenkundig ebenfalls für alle Händler identisch. Erst die Preis- und Mengenquotierungen in der Interdealer-Handelsrunde werden auf der Basis privater Informationen durchgeführt, nämlich der individuellen Realisation der Mengenquotierung der eigenen Kunden  $c_{i1}$ . Es stellt sich jedoch die Frage, inwieweit diese Informationen den Nutzen für einen Händler beeinflussen. Der Gewinn aus der Interdealer-Handelsrunde wird, wie aus der Budgetrestriktion (4.70) ersichtlich, abgesehen von den eigenen Preisquotierungen, im Wesentlichen durch die Nettoposition  $NP_{i3}$  definiert. Diese hängt wiederum gemäß Gleichung (4.66) von den Mengenquotierungen der anderen Händler  $T_{-i2}$  ab, die aber zum Zeitpunkt der eigenen Preis- und Mengenquotierung  $P_{i2}$  und  $T_{i2}$  nicht bekannt sind. Sequentiell rationales Verhalten impliziert aber wiederum, daß diese Quotierungen auf Basis der zur Verfügung stehenden Informationsmenge getroffen werden. Dieses Verhalten wird durch die gewünschte Nettoposition  $N_{i2}$  ausgedrückt, in der die Händler den Einfluß der Mengenquotierungen der anderen Händler auf ihre Nettoposition vor der dritten Spielstufe über  $E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}]$  berücksichtigen. Da aber die Beobachtung des eigenen Kundenauftragsflusses  $c_{i1}$  annahmegemäß keine Rückschlüsse auf die Kundenaufträge der anderen Händler zuläßt, hat die private Information der Händler keinen Informationswert im Hinblick auf die Realisation von  $T_{-i2}$ . Weil sich zudem  $\Omega_{i2}$  von  $\Omega_{j2}$  für zwei beliebige Händler  $D_i$  und  $D_j$  mit  $i \neq j$  nur durch  $c_{i1}$  bzw.  $c_{j1}$  unterscheiden, werden demnach  $E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}]$  und  $E[T_{-j2,t} | \Omega_{j2,t}]$  äquivalent sein. Genauer gesagt gilt bei Evans und Lyons (1999) unter den getroffenen Annahmen sogar:

$$E[T_{-i2,t} | \Omega_{i2,t}] = E[T_{-j2,t} | \Omega_{j2,t}] = 0 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, N\} \quad (4.72)$$

Das Ergebnis in Gleichung (4.72) folgt aus der Tatsache, daß  $E[c_{-i1} | \Omega_{i2}] = 0$  ist, jeder Händler also von einer ausgeglichenen Nettoposition der anderen Händler in der Interdealer-Handelsrunde ausgeht.<sup>104</sup> Demzufolge treffen die Händler ihre Preis- und Mengenquotierungen in der Interdealer-Handelsrunde auf Basis gleicher Informationen, da der private Teil ihrer Informationsmenge keinen Einfluß auf ihre Entscheidungen hat.<sup>105</sup>

<sup>104</sup> Dies gilt wegen  $c_{i1} \sim i.i.d. N(0, \sigma_c)$ , da der eigene Kundenauftragsfluß keine zusätzliche Information über die Ausprägungen der anderen Kundenaufträge enthält.

<sup>105</sup> Die in Evans und Lyons (1999) verwendete Version der Budgetrestriktion ist somit allgemeiner formuliert, als dies in dieser Anwendung des Interdealer-Modells notwendig wäre. Relevant für das Modellgleichgewicht wird dies allerdings in der Modellierung des Interdealer-Modells bei

Eine analoge Überlegung führt letztlich zu dem Schluß, daß auch in der dritten Spielstufe die Preisquotierung der Händler  $P_{i3}$  unter Berücksichtigung der gleichen relevanten Informationen stattfindet. Der Grund hierfür ist, daß jeder Händler seinen Preis so setzen muß, daß er seine Nettoposition  $NP_{i3}$  ausgleichen kann. Dies ist jedoch das Kalkül eines jeden Händlers in der dritten Handelsrunde. Im Endeffekt weiß demnach jeder Händler, daß die durch  $\tilde{X}$  gegebene kumulierte Gesamtnettoposition aller Händler von den Kunden insgesamt aufgenommen werden muß, so daß dieser Gesamtauftragsfluß und nicht etwa die von den privaten Kundenaufträgen  $c_{i1}$  abhängende private Nettoposition  $NP_{i3}$  entscheidungsrelevant für den einzelnen Händler ist. Der Gesamtauftragsfluß des Interdealer-Handels  $\tilde{X}$  ist zudem annahmegemäß von allen Händlern unverzerrt vor der finalen Preisquotierung beobachtbar, so daß im Endeffekt auch die Informationsmenge  $\Omega_{i3}$  für alle Händler identisch ist. Da in jeder Spielstufe die Entscheidungen eines jeden Händlers unabhängig von seiner privaten Information über  $c_{i1}$  getroffen werden und alle Händler ansonsten identisch sind, müssen auch die optimalen Strategien für alle Händler in jeder Spielstufe und in jeder Handelsrunde identisch sein. Folglich ist ein BNE in diesem Spiel als symmetrisches Gleichgewicht für die Händler beschrieben, so daß die Strategie eines beliebigen Händlers  $D_i$  repräsentativ für das Verhalten aller anderen Händler  $D_{-i}$  ist. Dies bedeutet gleichzeitig, daß die optimalen Preis- und Mengenquotierungen  $P_{i1}^*, P_{i2}^*, T_{i2}^*$  sowie  $P_{i3}^*$  einheitlich von allen Händlern gewählt werden. In der Interdealer-Handelsrunde wird daher jeder Händler bereit sein, die Mengenquotierung der anderen Händler aufzunehmen. Theoretisch kann eine Mengenquotierung  $T_{i2}$  somit von jedem anderen Händler aufgenommen werden, im Extremfall also auch alle Mengenquotierungen  $T_{-i2}$  von einem Händler  $D_i$ . In Evans und Lyons (1999) wird jedoch der Einfachheit halber unterstellt, daß jede Mengenquotierung anteilmäßig auf alle Händler aufgeteilt wird, so daß die tatsächliche individuelle Nettoposition eines Händlers vor der letzten Preisquotierungsrunde gegeben ist durch:

$$NP_{i3,t} = \frac{T_{i2,t} - c_{i1,t} - T_{-i2,t}}{N-1} \quad \forall D_i \text{ mit } i \in \{1, \dots, N\} \quad (4.73)$$

Diese aus den Annahmen resultierende Symmetrie und die damit verbundene Ableitung eines symmetrischen BNE im Interdealer-Modell stellt eine erhebliche Vereinfachung bei der Herleitung des Gleichgewichts dar, da das Spiel faktisch auf zwei Spieler reduziert wird, nämlich den (repräsentativen) Händler sowie den als Einheit agierenden Kunden  $C$  in der letzten Stufe des Spiels.

Die Annahme einer ausgeglichenen Nettoposition für die Händler verlangt jedoch von den Kunden, daß diese in einem Gleichgewicht bereit sind, in der dritten Stufe des Spiels das Übernachtrisiko durch das Halten des unsicheren Assets zu tragen. Da die Kunden derselben CARA-Nutzenfunktion bezüglich des Assets unterliegen, also auch risikoavers eingestellt sind, ist dies jedoch nicht selbstverständlich. Daher müssen die Kunden durch eine Risikoprämie von Seiten der Händler für die Aufnahme des Übernachtrisikos kompensiert werden. Bei Evans und Lyons (1999)

---

Lyons (1997), da hier die privaten Informationen Rückschlüsse auf die Kundenaufträge der anderen Händler zulassen und somit auch  $E[c_{-i1} | \Omega_{i2}] \neq 0$  sein kann.

wird daher unterstellt, daß die Nachfrage der Kunden in der dritten Stufe des Spiels in einer beliebigen Periode  $t$  über folgende Funktion definiert wird:

$$c_{3,t} = \gamma(E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t}) \quad (4.74)$$

Die Kompensation der Kunden erfolgt dabei über die Anpassung der Preisquotierung der Händler  $P_{i3} = P_3$ .<sup>106</sup> Denn sowohl Händler als auch Kunden besitzen dieselbe Informationsmenge  $\Omega_{3,t}$  bezüglich ihrer Erwartungen hinsichtlich des zukünftigen Preises des Assets, so daß eine positive Nachfrage nur dann zustande kommt, wenn  $P_{3,t} < E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}]$  gewählt wird. Der informationsrelevante Unterschied zwischen den beiden Preisen  $P_{3,t+1}$  und  $P_{3,t}$  besteht in der Realisation der Rendite  $r_{t+1}$ , deren Erwartungswert annahmegemäß gleich Null ist. Demzufolge müßte der erwartete Preis des Assets in der dritten Stufe des Spiels in der nächsten Periode dem Preis in dieser Periode entsprechen. Somit wird durch die Quotierung eines Preises unterhalb dieses „realen Wertes“ für das Asset ein Anreiz zum Kauf und der damit verbundenen Risikoübernahme geschaffen, wobei die Preisdifferenz als Risikoprämie für die Kunden aufgefaßt werden kann. Allerdings ist das Ausmaß dieser Preisdifferenz für eine konkrete Nachfrage  $c_{3,t} \in \mathfrak{R}$  abhängig vom Parameter  $\gamma > 0$ , der als Indikator für die Risikoaufnahmefähigkeit der Kunden bezeichnet werden kann. Je größer  $\gamma$  ist, desto einfacher ist es den Händlern möglich, eine beliebige Nettoposition an die Kunden abzugeben, ohne dabei ein größeres Preiszugeständnis zu machen. Ist die Risikoaufnahmefähigkeit der Kunden dagegen gering, also  $\gamma \rightarrow 0$ , dann kann eine gegebene kumulierte Longposition  $-c_{3,t} = -\sum_{i=1}^N NP_{i3,t} \in \mathfrak{R}$  der Händler bezüglich des unsicheren Assets nur durch eine niedrige Preisquotierung  $P_3$  in der dritten Stufe des Spiels an die Kunden weitergegeben werden. Da aufgrund der sequentiellen Spielstruktur in der dritten Stufe den Kunden die Preisquotierung  $P_3$  vor ihrer Mengenquotierung  $c_{3,t}$  bekannt ist, kann ihre optimale Nachfrage unmittelbar aus der CARA-Nutzenfunktion abgeleitet werden. Dieser Schritt stellt das Ende eines Vorrärtsinduktionsarguments zur Ableitung eines BNE in diesem Spiel dar. Dafür muß gezeigt werden, daß die Preisquotierung  $P_3^*$  von den Händlern so gewählt wird, daß die optimale Nachfrage  $c_3^*$  exakt entgegengesetzt zur kumulierten Nettoposition der Händler ( $-c_{i3,t} = c_3^*$ ) ist. Die optimale Nachfrage der Kunden in der letzten Stufe des Spiels läßt sich als Maximierungsproblem der CARA-Nutzenfunktion (4.71) über  $c_3$  darstellen. Hierzu wird die Eigenschaft der CARA-Nutzenfunktion ausgenutzt, daß die Maximierung von  $E[U[W]] = -e^{-\theta \cdot W_t}$  aufgrund der Annahmen über die Normalverteilung von  $W_t$  einer Mittelwert-Varianz Darstellung entspricht, wodurch sich die Nutzenfunktion allgemein zu  $E[U[W]] = -e^{-\theta(\mu_W - 0,5 \cdot \theta \sigma_W^2)}$  vereinfacht. Dabei entspricht  $\mu_W$  dem Erwartungswert des Vermögens und  $\sigma_W^2$  dessen Varianz. Aus Sicht der Kunden ist zum Zeitpunkt ihrer Entscheidung der Erwartungswert des Vermögens durch die Mengenquotierung über  $\mu_W = (E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t}) \cdot c_3$  bestimmt und  $\sigma_W = c_3^2 \cdot \text{Var}(P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}) \equiv c_3^2 \cdot \sigma_P^2$ . D.h., der erwartete Vermögenszuwachs entspricht der Preisdifferenz zwischen dem erwarteten Preis für das Asset in der dritten

<sup>106</sup> Aufgrund der oben festgestellten Symmetrie wird an dieser Stelle und im Folgenden der Subindex  $i$  vernachlässigt.

Stufe der nächsten Periode und der tatsächlichen Preisquotierung der Händler in dieser Periode multipliziert mit der nachgefragten Gesamtmenge  $c_{3,t}$ .<sup>107</sup> Die (über die Informationen der Kunden bedingte) Varianz des Vermögenszuwachs  $\sigma_P^2$  stellt wiederum aus Sicht der Kunden eine – von den Annahmen über die Verteilungseigenschaften der Rendite des Assets abhängige – Konstante dar, die als Maßstab für das Übernachtrisiko anzusehen ist. Setzt man die entsprechenden Ausdrücke in Gleichung (4.71) ein und berücksichtigt zusätzlich, daß die Maximierung einer Exponentialfunktion gleichbedeutend mit der Maximierung ihres Arguments ist, vereinfacht sich das Maximierungsproblem der Kunden zu:

$$\max_{c_{3,t}} c_{3,t} \cdot (E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t}) - \frac{\theta c_{3,t}^2 \sigma_P^2}{2} \quad (4.75)$$

Dies stellt eine negative quadratische Funktion in  $c_{3,t}$  dar, aus deren Konkavität folgt, daß die resultierende B.E.O. auch hinreichend im Hinblick auf die Ableitung eines absoluten Maximums ist, die, aufgelöst nach der gesuchten optimalen Nachfrage  $c_{3,t}^*$ , dann wie folgt charakterisiert ist:

$$c_{3,t}^* = \frac{(E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t})}{\theta \cdot \sigma_P^2} \quad (4.76)$$

Die Gleichung (4.76) determiniert somit das optimale und sequentiell rationale Verhalten der Kunden in der dritten Spielstufe und damit ihre Mengenquotierung  $c_{3,t}^*$  in jeder Handelsrunde  $t$ . Dieses Verhalten ist konsistent mit den zuvor postulierten Annahmen, da zum einen die optimale Mengenquotierung eine lineare Abhängigkeit von der Differenz aus der erwarteten Preisquotierung der Händler (in der dritten Stufe des Spiels) in der nächsten Handelsrunde und der aktuellen Preisquotierung aufweist. Zum anderen ist dieses Verhalten auch sequentiell rational, da Gleichung (4.76) auf Basis der für die Kunden relevanten Informationsmenge  $\Omega_{3,t}$  abgeleitet wird. Somit gilt

$$c_{3,t}^* = \frac{(E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t})}{\theta \cdot \sigma_P^2} = \gamma(E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t}), \quad (4.77)$$

woraus sich wiederum

$$\gamma = \frac{1}{\theta \cdot \sigma_P^2} \quad (4.78)$$

ergibt. Dieses in Reinhold (2006) abgeleitete Ergebnis verdeutlicht nochmals die Interpretation des konstanten Parameters  $\gamma$  als Indikator für die Risikoaufnahmefreude der Kunden. Diese ist umso größer, je kleiner c.p. der Grad der Risikoaversion  $\theta$  sowie das allgemeine Übernachtrisiko  $\sigma_P^2$  ist. Da  $\theta$  und  $\sigma_P^2$  jeweils (zu-

<sup>107</sup> Für die Kunden ist die Preisquotierung  $P_{3,t+1}$  in der dritten – und nicht in der ersten – Stufe des Spiels in der kommenden Periode  $t+1$  entscheidungsrelevant. Der Grund hierfür ist, daß in der ersten Stufe keine strategischen Mengenquotierungen von den Kunden abgegeben werden und hier insofern aus spieltheoretischer Sicht auch kein Entscheidungsknoten definiert wird. Ein solcher Entscheidungsknoten für die Kunden existiert daher ausschließlich in der dritten Spielstufe einer jeden Handelsrunde.

standsunabhängige) Konstanten beschreiben, stellt der Parameter  $\gamma$  ebenfalls eine den Händlern bekannte Konstante dar. Fälschlicherweise wird jedoch in Reinhold (2006) argumentiert, daß der Extremfall  $\theta = 0$  einer Situation entspricht, in der die Kunden risikoneutral wären. Die Folge hieraus wäre, daß der Parameter  $\gamma \rightarrow \infty$  konvergieren würde und somit jede beliebige Menge des Assets von den Kunden aufgenommen würde. Tatsächlich ist jedoch  $\gamma$  für  $\theta = 0$  gemäß Gleichung (4.79) überhaupt nicht definiert, so daß diese Schlußfolgerung nicht aufrechtzuerhalten ist. Richtig ist vielmehr ein Konvergenzargument, also daß ein geringerer Grad der Risikoaversion, ausgedrückt durch ein kleines  $\theta$ , gleichbedeutend mit einem größeren Risikoaufnahmehindikator  $\gamma$  ist und somit c.p. für  $\theta \rightarrow 0$ ,  $\gamma \rightarrow \infty$  gelten muß. Dieses setzt jedoch immer noch einen gewissen Grad an Risikoaversion voraus, da andernfalls bei der Ableitung der optimalen Strategie  $c_{3,t}^*$  dem Händler keine Mittelwert-Varianz-Präferenzen unterstellt werden können.<sup>108</sup>

Demzufolge kann Risikoneutralität nicht an dem Parameter  $\gamma$  festgemacht werden, sondern stattdessen an dem Term  $E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t}$ . Risikoneutralität der Kunden impliziert unter den sonstigen Annahmen über die Verteilung von  $r_{t+1}$ , daß sie im Falle von  $E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}] - P_{3,t} = 0$  indifferent zwischen dem An- und Verkauf des Assets sind, so daß sie theoretisch bereit wären, jede beliebige Menge des Assets ohne Preiszugeständnisse der Händler zu akzeptieren. Dies entspricht inhaltlich der Aussage in Reinhold (2006), basiert aber auf einer völlig anderen Argumentationslogik. Auf der anderen Seite zeigt sich hier aber das Dilemma einer solchen Modellvariation, da dieses Verhalten im Unterschied zur Situation mit risikoaversen Kunden kein striktes Nash-Gleichgewicht darstellt, da jede Mengenquotierung hier für die Kunden nutzenmaximierend wäre. Daher ist die Eindeutigkeit des Gleichgewichts in Frage gestellt, was die Interpretation des Modellgleichgewichts deutlich erschwert. Aus spieltheoretischer Sicht stellt die Annahme der Risikoneutralität der Kunden demnach keine Vereinfachung, sondern eher eine Komplikation des Interdealer-Modells dar.<sup>109</sup> Sind die Kunden jedoch wirklich risikoavers gemäß Gleichung (4.71), so existiert für jede Preisquotierung  $P_{3,t}$  der Händler eine eindeutige optimale Nachfrage  $c_{3,t}^*$  für gegebene andere Parameter  $E[P_{3,t+1}|\Omega_{3,t}]$ ,  $\theta$  und  $\sigma_p^2$ . Da all diese Parameter den Händlern zum Zeitpunkt ihrer Preisquotierung bekannt sind, existiert auch immer ein eindeutiges  $P_{3,t}$ , so daß sie annahmegemäß ihre kumulierte Nettoposition in der letzten Spielstufe vollständig ausgleichen können. Unter Berücksichtigung der symmetrischen Struktur der Händler und der Tatsache, daß sich während des Interdealer-Handels die kumulierte Nettoposition der Händler nicht verändern kann, bleibt die kumulierte Nettoposition bis zum Beginn der dritten

<sup>108</sup> Risikoneutralität ist nicht mit einer CARA-Nutzenfunktion der Form gemäß Gleichung (4.71) darstellbar. In Reinhold (2006), S.72 wird argumentiert, daß Risikoneutralität durch die Nutzenfunktion  $U(W) = -\exp(0 \cdot W) = -1$  ausgedrückt wird. Risikoneutralität bedeutet jedoch nicht, daß der Nutzen unabhängig vom Vermögen ist, sondern daß er linear vom Vermögen abhängt. Eine korrekte Nutzenfunktion, die Risikoneutralität unterstellt, wäre demnach gegeben durch  $U(W) = a \cdot W + b$  mit  $a, b \in \mathbb{R}^+$ . Es ist leicht zu zeigen, daß kein  $\theta$  existiert, für das man die CARA-Nutzenfunktion in diese Darstellung transformieren könnte.

<sup>109</sup> Unabhängig davon erscheint die Annahme der Risikoaversion aller Spieler ohnehin ökonomisch plausibler.

Spielstufe einer jeden Handelsrunde unverändert. Diese kumulierte Nettoposition der Händler entspricht, ausgehend von einer ausgeglichenen Nettoposition zu Beginn der Handelsrunde, somit genau der Summe der individuellen Kundenaufträge  $\sum_{i=1}^N c_{i1}$  in der ersten Spielstufe:

$$c_{3,t}^*(P_{3,t}) = -c_{3,t} = -\sum_{i=1}^N c_{i1} \quad (4.79)$$

Wie oben bereits erläutert, erfolgt die Preisquotierung  $P_{i3,t} = P_{3,t}$  einheitlich, da die auszahlungsrelevante Größe die kumulierte Nettoposition aller Händler und nicht die individuelle Nettoposition  $NP_{i3,t}$  ist. Das Problem der Händler ist jedoch, daß sie diese kumulierte Nettoposition  $-\sum_{i=1}^N c_{i1}$  nicht direkt beobachten können. Was sie allerdings vor ihrer letzten Preisquotierung beobachten, ist der Nettoauftragsfluß des Interdealer-Handels  $\tilde{X} = \sum_{i=1}^N T_{i2}$ . Dieser soll jedoch annahmegemäß Informationen bezüglich der kumulierten Nettoposition aller Händler enthalten, was nur dann der Fall sein kann, wenn die Mengenquotierungen der Händler in der Interdealer-Runde abhängig sind von den eigenen Kundenaufträgen  $c_{i1,t}$ , also  $T_{i2} = f(c_{i1,t})$ . Evans und Lyons (1999) stellen die Behauptung auf, daß die optimale Mengenquotierung der Händler in der zweiten Stufe des Spiels im Gleichgewicht eine lineare Funktion von  $c_{i1,t}$  beschreibt, also:

$$T_{2,t}^* = T_{i2,t}^* = \alpha \cdot c_{i1,t} = f(c_{i1,t}) \quad (4.80)$$

Wenn die optimale Strategie der Händler tatsächlich diese Struktur aufweist, dann kann die kumulierte Nettoposition der Händler nach der Interdealer-Runde von allen Händlern unverzerrt beobachtet werden, denn es gilt:

$$\tilde{X} = \sum_{i=1}^N T_{i2}^* = \sum_{i=1}^N \alpha \cdot c_{i1} = \alpha \cdot \sum_{i=1}^N c_{i1} \quad (4.81)$$

D.h., der kumulierte Auftragsfluß des Interdealer-Handels entspricht der kumulierten Nettoposition der Händler nach ihren individuellen Kundenaufträgen multipliziert mit einem Parameter  $\alpha \in \mathbb{R}^+$ , der angibt, wie stark die Händler auf die Nachfrage ihrer eigenen Kunden in der ersten Spielstufe reagieren.<sup>110</sup> Da  $\alpha$  für alle Händler identisch ist und ferner als „common knowledge“ angesehen wird, ergibt sich die kumulierte Nettoposition aller Händler zum Zeitpunkt der Preisquotierung  $P_{i3,t}$  durch:

$$-c_{i3,t} = -\sum_{i=1}^N c_{i1} = -\frac{1}{\alpha} \cdot \tilde{X} \quad (4.82)$$

<sup>110</sup> Da  $\alpha$  strikt positiv ist, wird ein Händler seine Mengenquotierung immer entgegengesetzt zu seiner Nettoposition bzw. in dieselbe Richtung wie seine Kunden in der ersten Stufe wählen. Haben die Kunden bspw.  $c_{i1,t} = 1$  gewählt, also eine Einheit des unsicheren Asset erworben, wird der Händler  $D_i$  gemäß Gleichung (4.80) in der zweiten Spielstufe ebenfalls eine positive Mengenquotierung  $T_{i2}^* > 0$  aufrufen, die entgegengesetzt zu seiner augenblicklichen Shortposition  $-c_{i1,t} = -1$  gerichtet ist.

Die kumulierte Nettoposition kann somit eindeutig aus dem Auftragsfluß des Interdealer-Handels abgeleitet werden. Daraus folgt, daß die Händler eine einheitliche optimale Preisquotierung in Abhängigkeit des beobachteten Auftragsflusses  $P_{3,t}^* = f(\tilde{X})$  aufrufen werden, so daß diese Nettoposition in der dritten Spielstufe vollständig an die Kunden weitergegeben werden kann. Da zudem die Beobachtung von  $\tilde{X}$  Bestandteil der Informationsmenge  $\Omega_{i3,t}$  ist, ist ein derartiges Verhalten auch sequentiell rational. Die Gleichgewichtsbedingung in der dritten Spielstufe impliziert somit, daß eine Kundennachfrage  $c_3^*$  zustande kommt, die die Nettoposition der Händler nach der dritten Spielstufe ausgleicht:

$$c_{i3,t} + c_3^* = 0 \Leftrightarrow -c_{i3,t} = c_3^* \quad (4.83)$$

Setzt man in diese Bedingung die optimale Strategie für die Kunden gemäß Gleichung (4.77) sowie für die kumulierte Nettoposition der Händler Gleichung (4.82) ein, so ergibt sich:

$$-\frac{1}{\alpha} \cdot \tilde{X} = \gamma(E[P_{3,t+1} | \Omega_{3,t}] - P_{3,t}) \quad (4.84)$$

Löst man diesen Ausdruck nach  $P_{3,t}$  auf, so erhält man die Bedingung dafür, daß die Händler über ihre Preisquotierung ihre Nettoposition ausgleichen werden. Diese Umformung von Gleichung (4.84) ergibt:

$$P_{3,t} = P_{3,t}^* = E[P_{3,t+1} | \Omega_{3,t}] + \frac{1}{\alpha \cdot \gamma} \cdot \tilde{X} \quad (4.85)$$

Die sequentiell rationale Strategie der Händler für ihre letzte Preisquotierung  $P_{3,t}^*$  ist demnach linear abhängig vom Nettoauftragsfluß des Interdealer-Handels. Dabei gilt, daß je größer  $|\tilde{X}|$ , desto größer ist c.p. die kumulierte Short- bzw. Longposition der Händler für das unsichere Asset und umso größer wird c.p. das Preiszuständnis der Händler ausfallen müssen, um diese Position an die Kunden weiterzugeben. Da der Nettoauftragsfluß  $\tilde{X}$  gleichgerichtet mit der kumulierten Kundennachfrage der ersten Spielstufe und entgegengesetzt zur Nettoposition der Händler ist, bedeutet  $\tilde{X} > 0$ , daß die Händler im Gleichgewicht einen höheren Preis quotieren werden, als sie in der nächsten Periode für das Asset erwarten.<sup>111</sup>

Der Grund hierfür ist, daß sie in diesem Fall eine kumulierte Shortposition des unsicheren Assets halten, so daß sie durch den höheren Preis einen Anreiz zum Verkauf des Assets setzen müssen, um ihre Shortposition auszugleichen. Diese Ableitung von  $P_{3,t}^*$  fußt jedoch auf der im Zusammenhang mit Gleichung (4.80) aufgestellten Behauptung, daß ein proportionaler Zusammenhang zwischen der optimalen Mengenquotierung  $T_{i2}^*$  und der eigenen Kundennachfrage  $c_{i1,t}$  existiert, deren Gültigkeit es jedoch noch zu beweisen gilt.

Dies gelingt über die Anwendung eines Vorrwärtsinduktionsbeweises auf Grundlage der Informationsstruktur und unter Ausnutzung der bislang abgeleiteten Ergebnisse. Ziel ist es dabei, eine optimale Strategie  $T_{i2}^*$  herzuleiten, die die in Gleichung

---

<sup>111</sup> D.h.,  $\tilde{X}$  hat das gleiche Vorzeichen wie  $\sum_{i=1}^N c_{i1}$  und das entgegengesetzte Vorzeichen zur Nettoposition der Händler in jeder Handelsrunde.

(4.80) unterstellte Proportionalitätsbeziehung zum eigenen Kundenauftragsfluß  $c_{i1}$  besitzt. Dazu wird das oben beschriebene Vorgehen zur Ableitung von  $P_{3,t}^*$  sowie  $c_{3,t}^*$  wiederholt, allerdings mit umgedrehten Vorzeichen. D.h., es wird unterstellt, daß die Preissetzungsstrategie der Händler proportional vom beobachteten Auftragsfluß abhängt und anschließend überprüft, ob unter dieser Bedingung  $T_{i2}^* = \alpha \cdot c_{i1,t}$  gilt. Wenn dies der Fall ist, dann entsprechen sich die gleichgewichtigen Strategien  $T_{i2}^*$  und  $P_{3,t}^*$ , gegenseitig, so daß sie als optimale Strategien eines BNE anzusehen sind, wenn zusätzlich beide die Vorgaben sequentiell rationalen Verhaltens erfüllen.<sup>112</sup>

Die Vorgehensweise orientiert sich hierbei an Lyons (1997). Den Ausgangspunkt bildet die Ableitung der optimalen Preissetzungsstrategien  $P_{i1,t}^*$  der Händler in der ersten Spielstufe. Da ein beliebiger Händler  $D_i$  seine Preisquotierung simultan zur zufallsabhängigen Kundennachfrage  $c_{i1,t}$  abgibt, kann er deren Realisation nicht in seine Entscheidungsfindung einbeziehen, sondern lediglich (sequentiell rationale) Erwartungen hierüber bilden. Aufgrund der Annahme  $c_{i1,t} \sim N(0, \sigma_c)$  geht jeder Händler davon aus, daß sich Kauf- und Verkaufsaufträge seiner Kunden zu Null addieren, so daß seine erwartete Nettoposition nach der ersten Spielstufe  $E[-c_{i1,t} | \Omega_{1,t}] = 0$  entspricht. Daraus resultiert ein Erwartungsnutzen aus der ersten Spielstufe für einen Händler  $D_i$  von Null, unabhängig von seiner Preisquotierung  $P_{i1,t}$ . Da jedoch alle Spieler, also Kunden und Händler, vor der ersten Spielstufe einer Handelsrunde die Realisation der Rendite des Assets  $\tilde{V}_t = r_t$  unverzerrt beobachten können und ebenfalls den Preis des Assets aus der Vorperiode, also  $P_{3,t-1}$  kennen, kann ein Händler nur eine Preisquotierung wählen, die sicherstellt, daß seine Kunden zu diesem Preis – unabhängig davon ob sie sich als Nettokäufer oder Verkäufer des Assets herausstellen – mit ihm interagieren. Diese optimale Preisquotierung ist durch  $P_{i1,t}^* = P_{3,t-1} + r_t$  gegeben und entspricht exakt dem „wahren Wert“ des Assets zum Zeitpunkt  $t$ .<sup>113</sup> Eine solche Preisquotierung ist mit den informationstheoretischen Gegebenheiten dieses Modells vereinbar, da die einzige nutzenrelevante Information zwischen der dritten Spielstufe der Vorperiode und der ersten Spielstufe der aktuellen Periode die Realisation der Assetrendite darstellt, so daß diese Preisquotierung nicht nur anreizkompatibel für alle Spieler sondern auch sequentiell rational ist. Aus dieser (Informations-)Symmetrie folgt weiter, daß die Preisquotierung von allen Händlern gegenüber ihren jeweiligen Kunden identisch ist, so daß  $P_{i1,t}^* = P_{1,t}^*$  gilt.

Aus der Ableitung dieser optimalen Preisquotierung für die erste Spielstufe läßt sich dann auch die optimale Preisquotierung der Händler in der zweiten Spielstufe bestimmen. Es muß gelten, daß  $P_{i2,t}^* = P_{2,t}^* = P_{1,t}^* = P_{3,t-1} + r_t$  ist. Dieses Ergebnis erklärt sich vornehmlich aus der Bedingung für sequentiell rationales Verhalten der Spieler in einem BNE. Wie bereits gezeigt, entspricht die Informationsmenge der Händler vor ihrer Preisquotierung im Interdealer-Handel gemäß Gleichung (4.61) der Informationsmenge  $\Omega_{2,t} = \{\Omega_{1,t} + c_{i1,t}\}$ . Die Beobachtung des eigenen Kundenauftragsflusses stellt jedoch keine verwertbare Information weder im Hin-

<sup>112</sup> Letzteres wurde oben bereits für  $P_{3,t}^*$  sowie  $c_{3,t}^*$  gezeigt.

<sup>113</sup> Aufgrund der fehlenden Diskontierung entspricht der Wert eines Assets in diesem Fall allgemein  $E[\tilde{V}_t | \Omega_t] = \sum_{i=1}^t r_i + E[\sum_{i=t+1}^{\infty} r_i | \Omega_t] = \sum_{i=1}^t r_i$ .

blick auf die Kundenaufträge der anderen Händler  $c_{-i1,t}$  in dieser Periode, noch auf die Rendite des Assets in der Zukunft dar, so daß der erwartete Wert des Assets aus Sicht eines Händlers im Vergleich zur ersten Spielstufe unverändert bleibt und somit auch keine Preisanpassung auf dieser Spielstufe zu erwarten ist. Dies läßt sich analog zu den Überlegungen auf der ersten Spielstufe auch aus dem Nutzenmaximierungskalkül eines beliebigen Händlers  $D_i$  ableiten. Die eigene Preisquotierung hat in der Interdealer-Handelsrunde nur gewinnrelevante Auswirkungen in Bezug auf die Mengenquotierungen der anderen Händler  $T_{-i2,t}$ , da diese gemäß der Budgetrestriktion (4.70) zu diesem Preis bedient werden. Der erwartete Nutzen aus diesen Transaktionen hängt hier jedoch von der erwarteten Gesamtnachfrage der anderen Händler  $E[T_{-i2,t}|\Omega_{2,t}]$  ab. Wie bereits gezeigt, gilt jedoch  $E[T_{-i2,t}|\Omega_{2,t}] = 0$  und somit auch, daß der erwartete Nutzen aus dem Handel mit den anderen Händlern unabhängig von der Preisquotierung  $P_{i2,t}$  ebenfalls gleich Null ist. Da jedoch auch in der Interdealer-Runde die Preisquotierung anreizkompatibel für potentielle Käufer und Verkäufer des Assets sein muß, kann die einheitliche Preisquotierung analog zu den Überlegungen in der ersten Spielstufe nur dem erwarteten Wert des Assets entsprechen, woraus direkt folgt, daß  $P_{i2,t}^* = P_{2,t}^* = P_{3,t-1} + r_t$ . Damit sind die gleichgewichtigen Preisquotierungen  $P_{i1,t}^*$  und  $P_{i2,t}^*$ , die die Bedingungen eines BNE unter den gegebenen Annahmen erfüllen, wie folgt gegeben:

$$P_{i1,t}^* = P_{1,t}^* = P_{3,t-1} + r_t \quad (4.86)$$

$$P_{i2,t}^* = P_{2,t}^* = P_{3,t-1} + r_t = P_{1,t}^* \quad (4.87)$$

Zur vollständigen Charakterisierung eines BNE im Interdealer-Modell fehlt nur noch die Ableitung der optimalen Mengenquotierung  $T_{i2,t}^*$ . Den Ausgangspunkt hierfür bildet erneut ein Nutzenmaximierungskalkül des Händlers unter Berücksichtigung der ihm zur Verfügung stehenden Informationsmenge. Dabei wird zunächst der Einfluß der Mengenquotierung  $T_{i2,t}$  auf den Vermögenswert des Händlers betrachtet. Diese Beziehung kann ebenfalls aus der Budgetrestriktion (4.70) abgeleitet werden. Hieraus wird ersichtlich, daß die Mengenquotierung die angestrebte Nettoposition eines Händlers in der letzten Spielstufe  $N_{i2,t}$  maßgeblich beeinflußt. Sie ist wiederum Bestandteil von  $\Pi_{i3}$ , also dem Vermögenszuwachs eines Händlers  $D_i$  zwischen der zweiten und dritten Spielstufe. Eine optimale Mengenquotierung  $T_{i2,t}^*$  muß daher so gewählt werden, daß der Erwartungsnutzen bei gegebener Informationsmenge  $\Omega_{2,t}$ , aus der resultierenden angestrebten Nettoposition  $N_{i2,t}^*$  maximiert wird. Unter Berücksichtigung der Eigenschaften der CARA-Nutzenfunktion kann das relevante Maximierungsproblem dann ausgedrückt werden durch:

$$\max_{T_{i2,t}} E[U[\Pi_{i3}|\Omega_{2,t}]] = E[N_{i2,t} \cdot (P_{3,t} - P_{i2,t})|\Omega_{2,t}] - \frac{N_{i2,t}^2 \cdot \sigma_{\Delta P}^2 \cdot \theta}{2} \quad (4.88)$$

Dabei entspricht der erste Summand dem Erwartungswert der angestrebten Nettoposition, während der zweite Summand die Varianz der Vermögensveränderung

von der zweiten zur dritten Spielstufe ausdrückt, wobei  $\sigma_{\Delta P}^2 \equiv \text{Var}(P_{3,t} - P_{-i2,t} | \Omega_{2,t})$  definiert wird. Zur algebraischen Ableitung der optimalen Mengenquotierung bietet es sich zunächst an, Gleichung (4.88) in Abhängigkeit von  $T_{i2,t}$  auszudrücken. Da die angestrebte Nettoposition durch  $N_{i2,t} = T_{i2,t} - c_{i1,t} - E[T_{i2,t} | \Omega_{2,t}]$  beschrieben ist und bekanntlich  $E[T_{i2,t} | \Omega_{2,t}] = 0$  gilt, entspricht das Maximierungsproblem:

$$\max_{T_{i2,t}} E[U[\Pi_{i3} | \Omega_{2,t}]] = [T_{i2,t} - c_{i1,t}] \cdot E[(P_{3,t} - P_{-i2,t}) | \Omega_{2,t}] - \frac{[T_{i2,t} - c_{i1,t}]^2 \cdot \sigma_{\Delta P}^2 \cdot \theta}{2} \quad (4.89)$$

In Anbetracht der Tatsache, daß die Mengenquotierung des Händlers simultan mit der Preisquotierung der anderen Händler einhergeht, ist diese Preisquotierung bei der Wahl von  $T_{i2,t}$  einem Händler  $D_i$  nicht bekannt, so daß er auch für diese Variable Erwartungen gemäß seiner Informationsmenge bilden muß. Aus der Symmetrie zwischen dem Händler  $D_i$  und den anderen Händlern  $D_{-i}$  kann aber abgeleitet werden, daß alle Händler sowohl über dieselben Informationen verfügen als auch demselben Nutzenkalkül unterliegen, so daß die Preisquotierung  $P_{-i2,t}$  der Preisquotierung  $P_{i2,t}$  entspricht. Da diese Struktur des Spiels zudem „common knowledge“ ist, folgt

$$E[P_{-i2,t} | \Omega_{2,t}] = P_{i2,t} = P_{2,t}^* = P_{3,t-1} + r_t = P_{1,t}^* \quad (4.90)$$

und somit für das Maximierungsproblem:

$$\max_{T_{i2,t}} E[U[\Pi_{i3} | \Omega_{2,t}]] = [T_{i2,t} - c_{i1,t}] \cdot (E[P_{3,t} | \Omega_{2,t}] - P_{2,t}^*) - \frac{[T_{i2,t} - c_{i1,t}]^2 \cdot \sigma_{\Delta P}^2 \cdot \theta}{2} \quad (4.91)$$

Abgesehen von der Objektvariablen  $T_{i2,t}$  enthält das Maximierungsproblem in dieser Form somit nur noch bekannte bzw. zum Zeitpunkt der Entscheidung beobachtbare Variablen – mit einer Ausnahme, nämlich der erwarteten Preisquotierung in der dritten Stufe,  $E[P_{3,t} | \Omega_{2,t}]$ . An dieser Stelle erfolgt daher die Umkehrung der Argumentationsstruktur aus der Herleitung der optimalen Preisquotierung der Händler  $P_{3,t}^*$  in Stufe Drei des Spiels. Dort wurde gezeigt, daß unter der Annahme von  $T_{i2}^* = \alpha \cdot c_{i1,t}$  die optimale Preisquotierung durch Gleichung (4.85) gegeben ist. Die Struktur der optimalen Preissetzungsstrategie in der dritten Stufe der Händler ist demzufolge proportional abhängig vom beobachteten Auftragsfluß des Interdealer-Handels:

$$P_{3,t}^* = P_{i2,t} + \lambda \cdot \tilde{X} \quad \text{mit } \lambda \in \mathbb{R}^+ \quad (4.92)$$

Geht man jetzt davon aus, daß die Händler diese Struktur der optimalen Preisquotierungsstrategie in der dritten Stufe des Spiels tatsächlich antizipieren, dann folgt:

$$E[P_{3,t} | \Omega_{2,t}] = E[P_{3,t}^* | \Omega_{2,t}] = P_{i2,t} + \lambda \cdot E[\tilde{X} | \Omega_{2,t}] \quad (4.93)$$

Der Nettoauftragsfluß des Interdealer-Handels entspricht wiederum per Definition  $\tilde{X} = \sum_{i=1}^N T_{i2} = T_{i2,t} + T_{-i2,t}$ , also der Summe aller Mengenquotierungen der Händler während des Interdealer-Handels. Dementsprechend ist  $E[\tilde{X}|\Omega_{2,t}] = T_{i2,t} + E[T_{-i2,t}|\Omega_{2,t}]$  und da  $E[T_{-i2,t}|\Omega_{2,t}] = 0$ , folgt letztlich  $E[\tilde{X}|\Omega_{2,t}] = T_{i2,t}$ . So mit vereinfacht sich das Maximierungsproblem zu:

$$\max_{T_{i2,t}} E[U[\Pi_{i3}|\Omega_{2,t}]] = [T_{i2,t} - c_{i1,t}] \cdot \lambda T_{i2,t} - \frac{[T_{i2,t} - c_{i1,t}]^2 \cdot \sigma_{\Delta P}^2 \cdot \theta}{2} \quad (4.94)$$

Durch die Annahme über die Struktur der Preisquotierungsstrategie  $P_{3,t}^*$  lässt sich demnach das Maximierungsproblem auf eine einfache, in  $T_{i2,t}$  quadratische Funktion reduzieren. Da diese Umformung zudem unter expliziter Berücksichtigung der verfügbaren Informationsstruktur erfolgt ist, erfüllt die Lösung dieses Problems auch die Vorgaben sequentiell rationalen Verhaltens. Konkret ergibt sich die B.E.O. dieser Funktion über:

$$\lambda \cdot [T_{i2,t} - c_{i1,t}] + \lambda T_{i2,t} - [T_{i2,t} - c_{i1,t}] \cdot \sigma_{\Delta P}^2 \cdot \theta = 0 \quad (4.95)$$

Löst man Gleichung (4.95) nach  $T_{i2,t}$  auf, so wird die optimale Mengenquotierungsstrategie eines beliebigen Händlers in der Inter-Dealer Handelsrunde beschrieben durch:

$$T_{i2,t}^* = \left( \frac{\lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta}{2 \cdot \lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta} \right) \cdot c_{i1,t} \quad (4.96)$$

Die optimale Mengenquotierung eines Händlers ist somit proportional zur eigenen Kundennachfrage der ersten Spielstufe, wobei der Proportionalitätsfaktor durch  $\left( \frac{\lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta}{2 \cdot \lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta} \right) \equiv \alpha$  gegeben ist. Unter Berücksichtigung der Symmetrieeigenschaften gilt daher:

$$T_{i2,t}^* = T_{2,t}^* = \left( \frac{\lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta}{2 \cdot \lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta} \right) \equiv \alpha \cdot c_{i1,t} \quad (4.97)$$

Damit ist jedoch die Beweisführung für die Existenz eines BNE noch nicht abgeschlossen, da Gleichung (4.96) nur aus der notwendigen Bedingung für ein Maximum abgeleitet wurde. Um sicherzustellen, daß  $T_{i2,t}^*$  nutzenmaximierend ist, muß der quadratische Term in Gleichung (4.94) ein negatives Vorzeichen aufweisen.<sup>114</sup> Mathematisch erfordert dies, daß die B.Z.O. strikt negativ ist. Es muß also gelten:

$$2 \cdot \lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta < 0 \quad (4.98)$$

<sup>114</sup> In diesem Fall beschreibt der Graph der Funktion in  $T_{i2,t}$  eine nach unten geöffnete Parabel, die nur ein eindeutiges absolutes Maximum besitzt, so daß auch diese Funktion als konkav anzusehen wäre.

Da annahmegemäß alle Parameter in Gleichung (4.98) positiv sind, folgt:<sup>115</sup>

$$2 \cdot \lambda < \sigma_{\Delta P}^2 \theta \quad (4.99)$$

Diese Bedingung sichert nicht nur die Eindeutigkeit der Lösung für  $T_{2,t}^*$ , sondern ermöglicht gleichzeitig auch die Vollendung des Induktionsbeweises.<sup>116</sup> Denn aus  $2 \cdot \lambda < \sigma_{\Delta P}^2 \theta$  folgt unmittelbar, daß  $\lambda < \sigma_{\Delta P}^2 \theta$  ist, so daß hieraus auf

$$\left( \frac{\lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta}{2 \cdot \lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta} \right) \equiv \alpha > 0 \quad (4.100)$$

geschlossen werden kann. Die Tatsache, daß der Proportionalitätsfaktor  $\alpha$  positiv ist, bildet die Grundlage zur Ableitung der optimalen Preisquotierung. Folglich ist die Ableitung von  $T_{2,t}^*$  kongruent zu der getroffenen Induktionsannahme in Stufe Drei des Spiels, wodurch sich die jeweils unterstellten Strategiestrukturen für  $T_{2,t}^*$  sowie  $P_{3,t}^*$  entsprechen, was die Zielsetzung des Beweises war.<sup>117</sup> Dementsprechend ist ein BNE für das Interdealer-Modell durch folgenden sequentiell rationalen Strategientupel beschrieben:

$$P_{1,t}^* = P_{2,t}^* = P_{3,t-1}^* + r_t \quad (4.101)$$

$$T_{i2,t}^* = \alpha \cdot c_{i1,t} \quad (4.102)$$

$$P_{3,t}^* = P_{2,t}^* + \lambda \cdot \tilde{X} \quad (4.103)$$

$$c_{3,t}^* = \gamma(E[P_{3,t+1} | \Omega_{3,t}] - P_{3,t}^*) \quad (4.104)$$

Bei der ökonomischen Interpretation dieses Gleichgewichts im Interdealer-Modell fällt zunächst auf, daß alle drei Preisquotierungen auf Basis der zu den jeweiligen Zeitpunkten öffentlich zur Verfügung stehenden Informationen durchgeführt werden. Die private Information der eigenen Kundennachfrage wird dagegen lediglich bei der optimalen Mengenquotierung eines Händlers in der Interdealer-Handelsrunde explizit berücksichtigt. Diese ist dadurch gekennzeichnet, daß ein Händler eine positive Menge des unsicheren Assets nachfragt, wenn die Nettonachfrage seiner Kunden in dieser Periode ebenfalls positiv war, da bekanntlich  $\alpha > 0$

<sup>115</sup> Während  $\theta > 0$  aus der CARA-Nutzenfunktion folgt, ist die Annahme von  $\lambda > 0$  Bestandteil der Annahme über die Preisquotierung, die als Voraussetzung für die Ableitung des Gleichgewichts getroffen wurde.

<sup>116</sup> Dieses Ergebnis unterscheidet sich von Evans und Lyons (1999) dahingehend, daß in der obigen Darstellung in der Ausgangssituation über die Mengenquotierung der Händler und nicht über die angestrebte Nettoposition  $N_{i2,t}$  argumentiert wird. Dies erscheint aus spieltheoretischer Sicht angebrachter, da die Mengenquotierung im Gegensatz zur Nettoposition Bestandteil der Aktionsmenge der Händler ist. Beide Ansätze sollten jedoch zu einheitlichen algebraischen Lösungen führen. Die Diskrepanz zwischen den Ergebnissen z.B. bei der Lösung für die B.Z.O. ergibt sich vielmehr aus einem Rechenfehler in Evans und Lyons (1999), S.38-39.

<sup>117</sup> Dies entspricht inhaltlich exakt dem Ergebnis der Beweisführung in Evans und Lyons (1999), so daß der angesprochene Rechenfehler für die weitere Diskussion des Modells vernachlässigbar ist. Vgl. vorangegangene Fußnote.

gilt. Aus Gleichung (4.99) folgt sogar, daß  $\alpha > 1$  ist.<sup>118</sup> D.h., ein Händler wird im Gleichgewicht seine Mengenquotierung so wählen, daß seine angestrebte Nettoposition vor der letzten Handelsrunde genau entgegengesetzt zu seiner Nettoposition nach der Abwicklung seiner Kundenaufträge ist, denn  $N_{12,t} = T_{12,t}^* - c_{11,t} = (\alpha - 1) \cdot c_{11,t}$ , so daß seine eigene Mengenquotierung die aus der ersten Handelsrunde resultierende Nettoposition überkompensiert. Der Parameter  $\alpha$  kann dabei als Maßstab für die Spekulationsbereitschaft der Händler angesehen werden, da die angestrebte Nettoposition eines Händlers betragsmäßig umso größer wird, je größer  $\alpha$  ist.

Aus Gleichung (4.100) kann überdies abgeleitet werden, daß  $\alpha$  u.a. positiv abhängt vom Grad der absoluten Risikoaversion  $\theta$ . Hieraus folgt jedoch die bemerkenswerte und auf den ersten Blick paradox wirkende Tatsache, daß ein höherer Grad an Risikoaversion einen Devisenhändler c.p. zur Aufnahme größerer spekulativer Positionen bewegt. Die Logik aus diesem Verhalten erklärt sich aus der besonderen Entscheidungsproblematik der dritten Spielstufe im Hinblick auf die Informations- und Auszahlungsstruktur. Die dortige Preisquotierung hat im Wesentlichen zum Ziel, die kumulierte Nettoposition der Devisenhändler an die Kunden weiterzugeben, um keine Übernachtrisiken tragen zu müssen. D.h., im Gegensatz zur Preisquotierung in der zweiten Spielstufe wird das individuelle Verhalten nicht an der eigenen Position, sondern an der über den Auftragsfluß des Interdealer-Handels ablesbaren Gesamtsituation der Händler festgemacht. Die Ableitung der optimalen Preisquotierungsstrategie  $P_{3,t}^*$  unterstellte dabei explizit eine ausgeglichene Nettoposition der Händler am Ende der Handelsrunde. Wie in der vorangegangenen Beweisführung gezeigt, wird diesem Umstand durch ein Preiszugeständnis an die Kunden i.H.v.  $\lambda \cdot \tilde{X}$  Rechnung getragen. Dies bedeutet, daß die Händler einen im Vergleich zur Interdealer-Handelsrunde höheren Preis  $P_{3,t}^* > P_{2,t}^*$  quotieren werden, wenn der Nettoauftragsfluß  $\tilde{X} > 0$  und damit die kumulierte Nettoposition  $-(1/\alpha) \cdot \sum_{i=1}^N c_{i1} < 0$  ist, um die Kunden zum Verkauf des Assets und damit zum Ausgleich ihrer Shortposition zu bewegen. Notwendig wird dieses Preiszugeständnis aber eben nur durch die Annahme der Risikoaversion der Kunden. Der aus Gleichung (4.79) folgende negative Zusammenhang zwischen dem Grad der Risikoaversion  $\theta$  und der Aufnahmebereitschaft für das unsichere Asset der Kunden  $\gamma$  impliziert über  $\lambda = (\alpha \cdot \gamma)^{-1}$ , daß c.p. das Preiszugeständnis der Händler umso größer wird, je höher der Grad der absoluten Risikoaversion  $\theta$  ist. Das bedeutet, daß die Kunden einen größeren Anreiz benötigen, um das Übernachtrisiko zu tragen, wenn ihre allgemeine Risikobereitschaft c.p. niedriger ist. Das Verhalten eines Händlers in der zweiten Spielstufe wird jedoch, wie oben gezeigt, über den Nutzen seiner Auszahlung zwischen der zweiten und der dritten Spielstufe bestimmt, ist also abhängig von seiner eigenen erwarteten Nettoposition und der Differenz zwischen  $P_{3,t}^*$  und  $P_{2,t}^*$ , was  $\Pi_{13,t}$  entspricht. Da ein rational agierender Händler die optimalen Strategien der dritten Spielstufe antizipieren wird, ist ihm auch der Zusammenhang zwischen Preiszugeständnis und Grad der Risikoaversion

<sup>118</sup> Dies gilt, da  $\lambda > 0$  und daher  $2\lambda > \lambda$  sowie der Tatsache, daß  $\sigma_{\Delta P}^2 \cdot \theta > 2\lambda > \lambda$ , ist  $|\lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta| > |2\lambda - \sigma_{\Delta P}^2 \theta|$  und damit  $\alpha > 1$ .

bewußt. Deswegen wird er Erwartungen über diese Position bilden, die durch den von ihm beobachteten eigenen Kundenauftragsfluß beeinflußt werden.<sup>119</sup> Aufgrund der Modellannahmen impliziert dieses Vorgehen somit eine Erwartung bezüglich der kumulierten Nettoposition, bei der diese seiner eigenen Nettoposition vor der Interdealer-Handelsrunde, also  $-c_{i1,t}$  entspricht. Er erwartet aber auch, daß ein Preiszugeständnis zur Übernahme dieser Nettoposition in der dritten Spielstufe notwendig ist und auch zustande kommen wird. Ausgehend von einer positiven Kundennachfrage  $c_{i1,t} > 0$  antizipiert er somit eine höhere Preisquotierung  $P_{3,t}^* > P_{2,t}^*$ . In diesem Fall kann er aber nur dann eine positive Auszahlung  $\Pi_{i3,t} > 0$  generieren, wenn er in der dritten Spielstufe eine Longposition des unsicheren Assets hält, also  $E[N_{i2,t} | \Omega_{2,t}] > 0$  ist, was durch eine positive Mengenquotierung  $T_{i2,t} > c_{i1,t}$  gewährleistet wird. Die zu erwartende Auszahlung (und damit der zu erwartende Nutzen) ist dabei für eine gegebene Kundennachfrage umso größer, je größer die erwartete Preisdifferenz  $P_{3,t}^* - P_{2,t}^*$  ist, die wiederum c.p. positiv vom Grad der Risikoaversion abhängt, was dem Händler ebenfalls bekannt ist. Insofern besteht für den Händler ein Anreiz, seine Nachfrage nach dem unsicheren Asset in der Interdealer-Handelsrunde auszuweiten, da aus seiner Perspektive der Wert des unsicheren Assets bei höherer Risikoaversion c.p. ebenfalls höher ist, was im Modellgleichgewicht mit einem größeren  $\alpha$  und damit einer betragsmäßig größeren spekulativen Position zwischen der zweiten und dritten Spielstufe einhergeht.

Bei genauerer Betrachtung der Gleichgewichtsbedingungen wird deutlich, daß es letztlich zwei Ereignisse innerhalb einer Periode gibt, die eine Preisanpassung nach sich ziehen, nämlich die Realisation der Rendite  $r_t$  sowie die Realisation der kumulierten Nettoposition der Händler, die an die Kunden weitergegeben werden muß. Anders ausgedrückt erklärt sich ein Teil der Preisentwicklung aus der Entwicklung der Fundamentaldaten für das unterliegende Asset und ein Teil aus der Interaktionsdynamik der Marktteilnehmer. Letztere speist sich dabei aber im Unterschied zu allen zuvor betrachteten Mikrostrukturmödellen nicht aus einer Informationssymmetrie zwischen den Marktteilnehmern bezüglich der Fundamentalwertentwicklung. Vielmehr entspringt sie der – an der Praxis des Devisenhandels angelehnten – Prämisse des Ausgleichs der Nettopositionen der Händler zum Ende eines Handelstages, also der Überwälzung der Übernachtrisiken von den Händlern auf die Kunden, deren Volumen durch die Summe der zufälligen und sowohl von einander als auch von der Renditeentwicklung unabhängigen Kundenaufträge  $c_{i1,t}$  bestimmt wird. Sind bspw. die einzelnen Kundenaufträge in der Summe positiv, dann wird sich über die beschriebene Interaktionsdynamik im Endeffekt ein höherer Marktpreis für das unsichere Asset  $P_{3,t} > P_{3,t-1}$  ergeben, selbst wenn sich der Fundamentalwert des Assets nicht verändert hat, also  $r_t = 0$ . Der Grund hierfür liegt darin, daß die Händler kumuliert von einer Shortposition in der dritten Spielstufe ausgehen und demzufolge eine Preiserhöhung vor der dritten Spielstufe antizipieren, die auch letztlich eintreten wird, da sie während der Interdealer-Handelsrunde ihre kumulierte Nettoposition nicht verändern können, sondern lediglich untereinander umverteilen. Auszahlungstechnisch beschreibt die Interdealer-Handelsrunde

<sup>119</sup> Diese Beobachtung stellt die einzige private Informationsquelle für den Händler zwischen den beiden Spielstufen dar.

somit ein Nullsummenspiel zwischen den Händlern. Ein Händler, der bspw. eine Kundennachfrage  $c_{i1,t} < 0$  beobachtet hat, wird in jedem Fall einen Spekulationsverlust erleiden, wenn die kumulierte Nettoposition aller Händler positiv ist.<sup>120</sup> Insofern spiegelt die zweite Spielstufe des Interdealer-Modells die auch in der Praxis des Devisenhandels zu beobachtende Tendenz der Devisenhändler wider, spekulative Positionen auf Grundlage ihrer Kundenaufträge gegenüber anderen Händlern einzugehen. Gleichzeitig erfolgt diese Spekulation jedoch nicht auf Grundlage von Informationen über Fundamentalsdaten und ist auf Intraday-Geschäfte beschränkt. Das Spekulationsmotiv ergibt sich letztlich aus dem Spekulationsverhalten aller Händler als Gesamtheit in Verbindung mit dem von allen Händlern praktizierten und zugleich erwarteten Ausgleich ihrer Nettopositionen am Ende eines Handeltages, so daß die Aktionen während der Interdealer-Handelsrunde Merkmale einer selbsterfüllenden Prophezeiung aufweisen.<sup>121</sup>

Für die Preisdynamik im Interdealer-Modell lässt sich daraus ableiten, daß Abweichungen der Marktpreisentwicklung von der Fundamentalwertentwicklung des unsicheren Assets auf derartige, selbsterfüllende Spekulationsgeschäfte zurückzuführen sind. Dieses Ergebnis könnte, nicht zuletzt im Hinblick auf die im Zuge der Finanzkrise vermehrt von politischer Seite beschworene Gefahr der Finanzmarktspekulationen für die Stabilität der Finanzwirtschaft, dahingehend interpretiert werden, daß spekulatives Verhalten zu informationstheoretischen Verzerrungen führt. Diesem Argument ist jedoch entgegenzuhalten, daß die möglichen Verluste aus dieser Spekulationstätigkeit letztlich ausschließlich von den Devisenhändlern getragen werden und zumindest in der Modellkonzeption langfristig keine signifikanten Gewinne für einen Devisenhändler durch seine Spekulation zu erwarten sind.<sup>122</sup> Da im Interdealer-Modell die Grundlage der Spekulationen die eigenen Kundenaufträge  $c_{i1,t}$  darstellen und diese im Erwartungswert Null sind, wird aber zudem langfristig die Marktpreisentwicklung gegen den Erwartungswert von  $\tilde{V}$  konvergieren.<sup>123</sup> Demzufolge weist die Preisdynamik im Interdealer-Modell eine analoge Charakteristik zu den anderen Mikrostrukturmodellen auf, nämlich daß der Marktpreis bei einer Grenzwertbetrachtung dem Fundamentalwert des Assets entspricht.<sup>124</sup> D.h., der Marktpreis wird aufgrund der spekulativen Aktivitäten der Händler im Endefekt in diesem Modell zwar um den Fundamentalwert schwanken, aber niemals zu einer vollständigen Destabilisierung – im Sinne einer sich selbst verstärkenden Spe-

<sup>120</sup> In diesem Fall geht der Händler eine spekulative Shortposition ein. Seine tatsächliche Nettoposition nach der Interdealer-Handelsrunde wird auch eine Shortposition sein, die aber sogar über der angestrebten liegen wird, denn für die Mengenquotierungen der anderen Händler, für die er zumindest anteilmäßig die Gegenposition einnehmen muß, gilt dann  $T_{-i2,t} > 0$ , so daß seine tatsächliche Nettoposition  $(1 - \alpha) \cdot c_{i1,t} + (-T_{-i2,t}) / (N - 1) < 0$  gegeben ist.

<sup>121</sup> Zu den Motiven und Gewohnheiten von Devisenhändlern sei auf Lyons (2001) verwiesen.

<sup>122</sup> Diese Nullgewinnerwartung deckt sich mit den empirischen Beobachtungen über die Profite aus dem spekulativen Eigenhandel von Devisenhändlern. Siehe hierzu Lyons (2001).

<sup>123</sup> Die Konvergenz folgt aus der Normalverteilungsannahme und der Unabhängigkeit der Kundenaufträge voneinander und von der Fundamentalwertentwicklung.

<sup>124</sup> In Evans und Lyons (1999) entspricht freilich der Fundamentalwert des Assets ebenfalls Null, da  $E[\tilde{V}] = 0$  angenommen wird.

kulationsblase – des Marktpreises führen. Von einer übermäßigen Gefahr im Sinne gesamtwirtschaftlicher Wohlfahrtsverluste durch die Spekulationstätigkeit kann also nicht die Rede sein. Andererseits erklärt das Modell auf diese Weise aber ein Phänomen in der Finanzmarktpraxis, das in makroökonomischen Modellsätzen entweder gar nicht oder nur zum Teil und nicht erschöpfend erklärt werden kann, und zwar die sog. Überschußvolatilität der Finanzmärkte.<sup>125</sup> Als solche bezeichnet man die nicht durch entsprechende Fundamentaldatenänderungen erklärbare Schwankungsbreite der Marktpreise bzw. der Renditen auf Finanzmärkten. Während jedoch in der Literatur in Ermangelung einer besseren Erklärung nicht selten irrationales Verhalten der Marktakteure als Begründung für das Auftreten der Überschußvolatilität herangezogen wird, ist diese im Interdealer-Modell das Ergebnis hoch rationalen Verhaltens unter Berücksichtigung einer klar definierten Interaktionsstruktur.<sup>126</sup> Nicht zuletzt dadurch zeigt sich die Vielseitigkeit und das Potential einer mikrostrukturellen Modellierung des Finanzmarktgeschehens im Hinblick auf die Analyse von Märkten, deren tatsächliche Preisentwicklung nicht mit ökonomischen Standardmodellen zu erklären ist.

### 4.3 Anwendung des Mikrostrukturansatzes auf den Devisenmarkt

Eine dieser zentralen Fragen, die im Rahmen der Analyse für die Effektivität von Devisenmarktintervention aufgeworfen wurde, betraf das empirische Versagen traditioneller makroökonomisch motivierter Wechselkursmodelle im Hinblick sowohl auf die ex post Erklärung der Wechselkursentwicklung als auch deren ex ante Prognosequalität. Zu Beginn dieses Kapitels wurden einige Argumente vorgetragen, warum dieses Versagen in der theoretischen Konzeption makroökonomischer Modellsätze begründet sein könnte, nämlich der Nichtberücksichtigung institutioneller Rahmenbedingungen sowie der Interaktions- und Anreizstrukturen der Devisenmarktakteure in makroökonomischen Modellen. In allen im vorangegangenen Abschnitt vorgestellten Mikrostrukturmodellen standen demzufolge genau diese Aspekte im Vordergrund der Modellkonzeption. Die Motivation zur Formulierung eines alternativen Ansatzes der Wechselkurserklärung bildete die Vorstellung, den Devisenmarkt als einen unabhängigen Finanzmarkt zu betrachten und dessen Preisdynamik unter Berücksichtigung der institutionellen Gegebenheiten theoretisch zu fundieren.

<sup>125</sup> Einige makroökonomische Ansätze wie das Dornbusch-Modell können zwar grundsätzlich Abweichungen vom Fundamentalwert und auch die Schwankungsdynamik erklären, wie z.B. über das Overshooting-Argument bei Dornbusch (1976). Allerdings ist die theoretisch vorhergesagte Dynamik nicht mit der in der Praxis beobachteten Entwicklung vereinbar.

<sup>126</sup> Zur Überschußvolatilität in Finanzmärkten, ihrer potentiellen Problematik und ihren Erklärungsansätzen basierend auf irrationalem Verhalten sei exemplarisch auf Devereux und Engel (2002) verwiesen.

Tatsächlich wurde im vorherigen Abschnitt immer allgemein von der Preisdynamik für ein unsicheres Asset gesprochen und nicht explizit vom Wechselkurs oder vom Tausch von in- und ausländischen Aktiva. Die entscheidende Frage zur Überprüfung der oben aufgestellten These ist somit, inwiefern sich die einzelnen Ansätze auf den Devisenmarkt übertragen lassen und insbesondere, ob eine empirische Überprüfung dieser Modellklasse wirklich zu besseren Ergebnissen für die Wechselkurserklärung führt. Aus den Ausführungen über die Charakteristika der Praxis des Devisenhandels ging hervor, daß einem Devisenhändler letztlich zwei Kanäle bei der Durchführung von Währungstransaktionen zur Verfügung stehen, nämlich der direkte Handel mit anderen Händlern sowie der indirekte Handel über einen Broker bzw. ein elektronisches Brokersystem. Ausgehend von ihrer Konzipierung beschreiben die ersten drei vorgestellten Mikrostrukturansätze den institutionellen Rahmen eines reinen Brokersystems, während das Interdealer-Modell, wie es der Name bereits suggeriert, auf den direkten Interdealer-Handel abstellt. Grundsätzlich können somit alle vier Modellansätze potentiell zur Wechselkurserklärung herangezogen werden. Einschränkend ist jedoch festzuhalten, daß keiner der Ansätze die Möglichkeit eines Devisenhändlers berücksichtigt, zwischen den beiden Handelsplattformen zu optieren und so mögliche Arbitragevorteile auszunutzen. Die Implementierung einer solchen Outside-Option in eines der betrachteten Modelle wäre hierbei zwar wünschenswert, scheitert jedoch in der Praxis an der Komplexität der Umsetzung in einem dynamischen Bayesianischen Spiel. Im Folgenden soll daher ein kurzer Überblick gegeben werden, inwiefern auf den vorgestellten Ansätzen basierende Studien zur Wechselkursentwicklung existieren und welche empirischen Ergebnisse daraus abgeleitet werden können.

#### *4.3.1 Empirische Erfassung der Auftragsfluß-Variablen*

Das verbindende Element aller vier vorgestellten Mikrostrukturmodelle stellt die Abhängigkeit der Preisdynamik vom Auftragsfluß dar. Der Auftragsfluß kann somit als die charakteristische Variable für den Mikrostrukturansatz als Ganzes angesehen werden. Insofern erscheint es naheliegend, eine empirische Überprüfung des bislang nur theoretisch implementierten mikrostrukturellen Erklärungsansatzes für die Preisentwicklung auf den Finanzmärkten im Allgemeinen und dem Devisenmarkt im Speziellen von eben dieser Variablen abhängig zu machen. Grundsätzlich wird der Auftragsfluß dabei als mengenmäßige Differenz aller Kauf- und Verkaufsaufträge zu einem bestimmten Zeitpunkt definiert, wobei ein positiver Auftragsfluß einem (mengenmäßigen) Übergewicht an Kaufaufträgen gleichkommt.

Dabei lassen sich aus den theoretischen Modellen zwei Arten des Auftragsflusses unterscheiden, nämlich der Interdealer-Auftragsfluß sowie der Kundenauftragsfluß. Obwohl diese Unterscheidung nur im Interdealer-Modell getroffen wird, bietet diese Einteilung die Möglichkeit einer Abgrenzung bei der für eine empirische Analyse notwendigen Datenerhebung. Zum Interdealer-Auftragsfluß zählen demnach lediglich Kauf- bzw. Verkaufsaufträge, die im Rahmen eines nur für professio-

nelle Devisenhändler zugängigen Handelssystems getätigten wurden. Hierfür stehen den Devisenhändlern im Wesentlichen zwei unterschiedliche Handelsplattformen zur Verfügung: die Nutzung eines Brokersystems wie z.B. Reuters-Dealing 2000-2 bzw. den „Electronic Broking Services“ (EBS) oder aber des direkten Handels mit einem anderen Devisenhändler z.B. über das System Reuters-Dealing 2000-1.<sup>127</sup> Für eine empirische Untersuchung der Wechselkursentwicklung auf Basis z.B. des Kyle-Modells (oder auch des Glosten-Milgrom-Modells sowie des Rational-Expectations-Ansatzes) böte es sich daher an, den Auftragsfluß mit Daten aus erstgenanntem Handelssystem abzubilden. Demgegenüber impliziert das Interdealer-Modell aufgrund seiner theoretischen Konzeption die Nutzung von Auftragsflußdaten aus direkten Interdealer-Handelssystemen.

Der Kundenauftragsfluß wiederum umfaßt Kauf- und Verkaufsaufträge, die nicht der Initiative von Devisenhändlern entspringen, sondern von Akteuren, die nicht direkt am Devisenmarkt interagieren können bzw. wollen.<sup>128</sup> Im Interdealer-Modell nach Evans und Lyons (1999) beeinflußt der Kundenauftragsfluß zwar das Verhalten der Devisenhändler, die Preisdynamik wird aber ausschließlich über den Interdealer-Auftragsfluß und die Fundamentalwertentwicklung des Assets bestimmt, weshalb eine Erfassung des Kundenauftragsflusses im Hinblick auf die empirische Überprüfung des Modells auf die Wechselkursentwicklung nicht notwendig ist. Dennoch wäre auch in diesem Modellansatz eine empirische Untersuchung auf Grundlage von Kundenauftragsdaten wünschenswert, da hierdurch eine Überprüfung der Spekulationsstrategie der Devisenhändler möglich wäre, die im Modell als Prämisse vorausgesetzt wurde. In anderen Varianten des Interdealer-Modells wie z.B. Lyons (1995) und Lyons (1997), in denen die Preisdynamik unmittelbar und ausschließlich von der Entwicklung des Kundenauftragsflusses abhängt, ist die datentechnische Erhebung des Kundenauftragsflusses zur empirischen Überprüfung der Wechselkursdynamik auf Basis dieser Mikrostrukturmodelle jedoch unumgänglich.<sup>129</sup>

Im Gegensatz zum Interdealer-Auftragsfluß ist der Kundenauftragsfluß nicht an ein computergestütztes und zentral verfügbares Handelssystem gekoppelt, sondern ergibt sich aus den Devisenankaufs- bzw. Verkaufsaufträgen der Kunden einer bestimmten Bank in einem bestimmten zeitlichen Kontext, also bspw. eines Handeltages. Die datentechnische Erfassung ist somit aus zwei Gründen ungleich schwieriger als beim Interdealer-Auftragsfluß, nämlich zum einen aufgrund der fehlenden Struktur bei der Sammlung der Kundenaufträge, was eine Aufarbeitung der Informationen zu ökonometrisch verwertbaren Datenreihen erforderlich macht und zum anderen durch die Tatsache, daß diese Informationen von den entsprechenden Banken gemeinhin als sensibel im Hinblick auf die Wahrung der Diskretion bezüglich des Geschäftsverhältnisses zwischen der betreffenden Bank und ihren Kunden an-

<sup>127</sup> Zusätzlich könnte man die Brokersysteme auch noch unterscheiden in elektronische Systeme und sog. Voice-Broker.

<sup>128</sup> Vgl. zu den Motiven und den Hintergründen hierzu die Ausführungen am Ende von Kapitel Drei.

<sup>129</sup> Wie an anderer Stelle bereits angedeutet, besteht der konzeptionelle Unterschied in diesen Modellansätzen in der Tatsache, daß der Kundenauftragsfluß hier Informationen über die Fundamentalwertentwicklung des unsicheren Assets, also in diesem Falle des Wechselkurses enthält.

gesehen werden.<sup>130</sup> Der Kundenauftragsfluß stellt mithin eine im wahrsten Sinne des Wortes private Information der Bank, bzw. des in deren Auftrag handelnden Devisenhändlers dar, was deren Beobachtung für Außenstehende unmöglich macht. Das Überlassen derartiger Informationen zum Kundenauftragsfluß zur Verwendung in wissenschaftlichen Studien erfolgt daher äußerst selten und wenn, dann meist nur unter zusätzlichen Restriktionen.<sup>131</sup>

Dies hat zur Folge, daß nur sehr wenige empirische Studien zur mikrostrukturellen Erklärung der Wechselkursentwicklung auf Basis des Kundenauftragsflusses existieren. Zu den wenigen Ausnahmen zählt ein Datensatz, der erstmals bei Lyons (1995) verwendet wurde.<sup>132</sup> In Lyons (1998) wird dieser Datensatz zur empirischen Überprüfung des Interdealer-Modells in der Variante nach Lyons (1997) erneut herangezogen. Dabei wird in beiden Fällen ein signifikanter Zusammenhang (mit dem richtigen Vorzeichen) zwischen Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung festgestellt, bei einem Erklärungsgehalt der Schätzung mit dem Wechselkurs als abhängiger Variablen von ca. 23 Prozent.<sup>133</sup> Ein zweiter Datensatz, der explizit den Kundenauftragsfluß berücksichtigt, wird in Bjonnes und Rime (2005) verwendet. Im Unterschied zum Lyons-Datensatz werden hier insgesamt vier Händler in unterschiedlichen Währungsmärkten betrachtet, wobei – wie bei Lyons – insgesamt fünf Handelstage untersucht werden.<sup>134</sup> Bjonnes und Rime (2005) nutzen diese Daten u.a., um die Ergebnisse des Modells von Lyons (1995) zu überprüfen, bestätigen aber nur einen Teil der dortigen Resultate. Dazu zählt u.a. die starke Neigung zu einem Ausgleich der Nettoposition für alle Händler in allen Währungsmärkten, was einen indirekten empirischen Nachweis sowohl für die Hot-Potato-Hypothese als auch für die in Evans und Lyons (1999) postulierte Prämisse der Vermeidung von Übernachtrisiken darstellt. Die Rolle des Kundenauftragsflusses für die Preisdynamik wird jedoch bei Bjonnes und Rime (2005) nicht eindeutig geklärt, da eine Signalwirkung des Kundenauftragsflusses für den Händler, wie in Lyons (1995) und Lyons (1997) postuliert, allenfalls schwach nachgewiesen werden kann. In Reinhold

<sup>130</sup> Neben gesetzlichen Einschränkungen, die bspw. durch das Bankgeheimnis begründet werden können, betreffen diese Bedenken vornehmlich die potentiell geschäftsschädigende Wirkung durch eine Veröffentlichung dieser Informationen, da sie möglichen Konkurrenten sowohl der Kunden der Bank als auch der Bank selber Einblicke in deren Entscheidungsfindung ermöglichen, um diese gewinnbringend auszunutzen.

<sup>131</sup> Hierzu zählen u.a. die Nicht-Weitergabe-Verpflichtung an Dritte oder die Aggregation bestimmter Informationen in den Datensätzen.

<sup>132</sup> Dieser in seinem Detailgrad einzigartige Datensatz beinhaltet sämtliche Transaktionen eines Devisenhändlers im US-Dollar-DM-Handel über fünf Handelstage im August 1992. Hierbei werden sowohl die Handelspartner (Kunden oder andere Händler), die Art des gewählten Handelssystems (Broker oder Direkthandel) bei jeder Transaktion, alle Preis- und Mengenquotierungen mit Spreads sowie die jeweilige Nettoposition des Händlers angegeben.

<sup>133</sup> Das Hauptaugenmerk liegt in beiden theoretischen Modellen jedoch eher in der Herausstellung der Bedeutung der Nettoposition für die Preissetzung eines Händlers, wobei insbesondere die Hot-Potato-Hypothese aus Lyons (1997) bestätigt werden kann, daß ungewollte Nettopositionen von Händlern sehr schnell weitergegeben werden.

<sup>134</sup> Neben dem US-Dollar-DM Handel sind einige der Händler auch im Handel zwischen norwegischen Kronen/DM bzw. schwedischen Kronen/DM-Handel tätig, da die betreffende Bank in Skandinavien beheimatet ist.

(2006) wird ein ähnlicher Datensatz, der auf den Aktivitäten eines Devisenhändlers einer deutschen Bank beruht, zur Überprüfung der Ergebnisse von Lyons (1995) herangezogen. Obwohl auch hier eine signifikante Beziehung zwischen Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung festgestellt wird, können die theoretischen Implikationen des Lyons-Modells wie auch schon in Bjonnes und Rime (2005) empirisch nicht bestätigt werden. In Marsh und O'Rourke (2004) wird der Kundenauftragsfluß einer britischen Bank über verschiedene Währungspaare analysiert. Obwohl dieser Datensatz nicht den Detailgrad der anderen drei diskutierten Datensätze aufweist, ist dieser zumindest vom betrachteten Zeitraum her der mit Abstand umfangreichste.<sup>135</sup> So kann hier ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen Kundenauftragsfluß und Wechselkursentwicklung für alle betrachteten Währungspaare festgestellt werden, allerdings ist der Erklärungsgehalt der Schätzung relativ gering und das verwendete ökonometrische Verfahren im Vergleich zu den anderen Studien wenig ausgereift.<sup>136</sup>

Insgesamt kann festgehalten werden, daß empirische Untersuchungen der Wechselkursentwicklung auf Basis des Kundenauftragsflusses nur eine geringe Aussagekraft im Hinblick auf die Bedeutung des Mikrostrukturansatzes zur Wechselkurserklärung besitzen, was nicht zuletzt der beschriebenen Problematik bei der Datengewinnung und Nutzung und der dadurch sehr geringen Studienzahl zuzuschreiben sein könnte. Ein weiteres eher konzeptionelles Problem besteht zudem in der geringen Zeitspanne der meisten betrachteten Studien, die eine Analyse auf Grundlage von Intratages-Daten ermöglicht. Diese sehr kurzfristige Betrachtung ist jedoch im Sinne eines allgemeinen Wechselkurserklärungsansatzes und insbesondere auch in Bezug auf die Überprüfung der Effizienz von Devisenmarktinterventionen wenig zielführend, da hier vor allem die kurz- bis mittelfristige Preisentwicklung im Vordergrund steht. Nicht zuletzt können die in den Datensätzen betrachteten Devisenhändler auch nicht, wie eigentlich den theoretischen Modellen nach erforderlich, als weitestgehend repräsentativ für den jeweiligen Markt zumindest im Bereich des jeweiligen Währungspaares angesehen werden, was eine weitere Erklärung für die schlechte empirische Performance dieser Ansätze in den betrachteten Untersuchungen sein könnte.<sup>137</sup> Demzufolge erscheinen die auf den Interdealer-Auftragsfluß basierenden Mikrostrukturmodelle schon in konzeptioneller Hinsicht besser geeignet zu sein, um eine empirische Überprüfung des Mikrostrukturansatzes auf die Wechselkursentwicklung durchzuführen.

<sup>135</sup> Die Daten reichen von August 2002 bis Juni 2004, sind dafür aber aggregiert über den jeweiligen Handelstag und somit nicht auf Intratagesbasis.

<sup>136</sup> Es handelt sich jeweils um eine wenig robuste OLS-Schätzung, wobei die Wechselkursveränderung als abhängige Variable lediglich vom Kundenauftragsfluß determiniert wird. Dabei schwanken die  $R^2$ -Werte selbst bei einer Aggregation auf wöchentlicher Ebene zwischen 0 und 0,16 je nach Währungspaar.

<sup>137</sup> Tatsächlich erfüllt der in Lyons (1995) betrachtete Händler am ehesten dieses Kriterium, da er im bedeutendsten Marktsegment, nämlich dem DM/US-Dollar-Markt tätig ist und gemäß Lyons (2001) hier zu den bedeutendsten 15 Händlern weltweit gehört. Dadurch, daß gerade diese Studie empirisch am besten abschneidet, unterstützt dies die These der fehlenden Repräsentativität der Händler in den anderen Studien.

### 4.3.2 Auftragsfluß im direkten Interdealer-Handel

Da der Interdealer-Handel, wie oben beschrieben, über zwei unterschiedliche Handelsplattformen durchgeführt werden kann, nämlich entweder dem direkten personalisierten Handel oder dem indirekten (anonymen) Handel über elektronische Brokersysteme, erfordert die Charakterisierung des Interdealer-Auftragsflusses eine grundsätzliche Abgrenzung zwischen diesen beiden Varianten des Handels am Devisenmarkt. Wie ebenfalls bereits erwähnt, kann eine solche Klassifizierung nicht zuletzt schon in der theoretischen Fundierung eines Mikrostrukturmödells begründet sein. Obwohl alle ausführlich vorgestellten theoretischen Modelle zum Mikrostrukturansatz der Wechselkursentwicklung einen Zusammenhang zwischen Interdealer-Auftragsfluß und Preisdynamik am Devisenmarkt herstellen, unterscheidet sich das Interdealer-Modell von den anderen drei Mikrostrukturmödellen dahingehend, daß Erstes konzeptionell eher einen direkten und personalisierten Handel zwischen den Devisenhändlern abbildet, während Letztere ausdrücklich über das Konzept des Marketmakers einen Brokerhandel implizieren. Daher spricht vieles dafür, den Interdealer-Auftragsfluß bei einer ökonometrischen Untersuchung des Interdealer-Modells mit dem Auftragsfluß im direkten Interdealer-Handel gleichzusetzen, während der Auftragsfluß des brokergestützten Interdealer-Handels zu einer empirischen Untersuchung der anderen Modelle herangezogen werden sollte.

Wie bei der Erfassung des Kundenauftragsflusses stellt sich jedoch zunächst die Frage, wie der Interdealer-Auftragsfluß unabhängig von seiner Klassifizierung überhaupt datentechnisch zu erfassen ist. Die naheliegendste Möglichkeit besteht dabei in der Nutzung der Informationen der für den Interdealer-Handel genutzten elektronischen Handelsplattformen. Obwohl auch hier, ähnlich wie bei den Informationen zum Kundenauftragsfluß, nicht zuletzt aufgrund einer fehlenden gesetzlichen Offenlegungspflicht im Devisenhandel, die Datengewinnung die Herausgabe von sensiblen Informationen aus Sicht der Händler bzw. der Plattformbetreiber erfordert, stehen mittlerweile eine Reihe von Datensätzen auf Basis aller wichtigen Handelsplattformen für empirische Studienzwecke zur Verfügung. Dabei überwiegen jedoch solche Datensätze, die sich auf den brokergestützten Interdealer-Handel beziehen. Eine der wenigen Datensätze für den direkten Interdealer-Handel, genauer gesagt für die Handelsplattform Reuters-Dealing 2000-1, wird von Evans und Lyons (1999) verwandt. Dieser Datensatz enthält Informationen bezüglich der anonymisierten Kauf- und Verkaufsanfragen der Devisenhändler über vier Monate (Mai-August) im Jahr 1996 im US-Dollar/DM und US-Dollar/Yen Markt, wobei aber nur tatsächlich ausgeführte Transaktionen berücksichtigt wurden.<sup>138</sup> Aus diesen Daten geht dabei insbesondere hervor, ob der Anbieter eines Trades als Käufer oder Verkäufer (des US-Dollar) auftritt, welchen Transaktionspreis (mit Spread) er anbietet und zu welchem Zeitpunkt die Transaktion durchgeführt wird. Unberücksichtigt

<sup>138</sup> D.h., Angebote von Händlern die nicht zu einem Devisenmarktgeschäft geführt haben werden nicht berücksichtigt, obwohl diese per Definition Bestandteil des Auftragsflusses sind. Da aber die Plattform weltweit von Devisenhändlern zur Durchführung von direkten Devisenmarkttransaktionen genutzt wird, werden die Transaktionen rund um die Uhr erfaßt, so daß die mögliche Verzerrung hierdurch als relativ gering anzusehen ist.

bleibt jedoch das jeweilige Transaktionsvolumen eines Trades.<sup>139</sup> Damit unterscheidet sich die Beschaffenheit dieses Datensatzes in zweierlei Hinsicht fundamental von den Datensätzen zum Kundenauftragsfluß. Zum einen beschränken sich die Beobachtungen des Transaktionspreises nicht auf die Perspektive eines individuellen Devisenhändlers, sondern beschreiben die Preisdynamik auf der Ebene des Gesamtmarktes.<sup>140</sup> Dies ist insofern bemerkenswert, als diese Informationen über das Wissen der Marktteilnehmer zum Zeitpunkt der Datenbeobachtungen hinausgeht.<sup>141</sup> Zum anderen läßt der erheblich längere Beobachtungszeitraum (vier Monate im Vergleich zu einer Woche) und die damit einhergehende größere Datenmenge eine größere Vielfalt an ökonometrischen Untersuchungen, verglichen mit den personalisierten Einzeldaten eines Devisenhändlers wie in Lyons (1995), zu. So können sowohl Untersuchungen auf Intratagesebene wie in den Datensätzen zum Kundenauftragsfluß als auch statistisch verwertbare Untersuchungen nach einer Aggregation auf Tagesebene durchgeführt werden. Evans und Lyons (1999) nutzen Letzteres, um die Ergebnisse ihres theoretischen Modells empirisch zu überprüfen. Aus den Gleichgewichtsbedingungen ihrer Version des Interdealer-Modells geht hervor, daß die Preisdynamik zum einen von der Renditeveränderung  $r_t$  als auch vom Interdealer-Nettoauftragsfluß  $\tilde{X}$  beeinflußt wird. Genauer gesagt ergibt sich die Veränderung des Marktpreises des Assets  $\Delta P_t = P_{3,t}^* - P_{3,t-1}^*$  durch:

$$\Delta P_t = r_t + \lambda \cdot \tilde{X} \quad (4.105)$$

Eine empirische Überprüfung dieses theoretisch abgeleiteten Zusammenhangs der Preisdynamik im Interdealer-Modell kann dann auf den Devisenmarkt übertragen über folgende einfache Regressionsgleichung erfolgen:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 \tilde{X}_t + \varepsilon_t \equiv \Delta e_t \quad (4.106)$$

Die Zeitreihe für  $\Delta e_t$  bestimmen Evans und Lyons (1999) hierfür aus der Differenz zwischen den Preisen eines als US-Dollar Kauf initiierten Interdealer-Handels zwischen zwei Tagen innerhalb des Stichprobenzeitraumes um exakt 16:00:00 Uhr GMT, wobei der  $P_t$  dem Wechselkurs in Mengennotierung aus amerikanischer Sicht entspricht.<sup>142</sup> Da der Datensatz den genauen Zeitstempel einer Transaktion beinhaltet,

<sup>139</sup> Wie bereits mehrfach erwähnt, werden zwar die meisten Transaktionen im Devisenhandel mit einem fixen Volumen von 10 Mio. US-Dollar getätig, Abweichungen hiervon sind aber im direkten Interdealer-Handel am häufigsten zu beobachten, so daß der Höhe des Handelsvolumens im direkten Interdealer-Handel eine größere Informationsrolle zukommt und dementsprechend das Fehlen dieser Information nicht völlig unproblematisch ist.

<sup>140</sup> Diese Aussage kann aufrechterhalten werden, da über das Reuters-2000-1 System zum Zeitpunkt der Datenerhebung der Großteil des weltweiten direkten Interdealer-Handels durchgeführt wurde. Hierzu sei u.a. auf Lyons (2001) verwiesen.

<sup>141</sup> Vgl. hierzu Evans und Lyons (1999), S.15. Die Händler beobachten lediglich von ihnen selbst ausgehende oder ihnen angebotene Transaktionen und deren Preisquotierungen.

<sup>142</sup> Aufgrund der Beschränkung auf Kauftansaktionen ist die Variable  $\Delta e_t$  wie im Modell ohne Spread. Des Weiteren korrespondiert die Uhrzeit mit dem typischen Handelsschluß für die meisten in Europa stationierten Devisenhändler. Da das theoretische Modell explizit auf der Vermeidung von Übernachtrisiken basiert, wird diesem Umstand somit zumindest ansatzweise Rechnung ge-

tet, ist eine solche Zusammenfassung der Daten auf die Sekunde möglich.<sup>143</sup> Somit repräsentiert die Zeitreihe  $\Delta e_t$  den tatsächlichen Marktpreis im direkten Interdealer-Handel, was erhebliche konzeptionelle Vorteile gegenüber einer herkömmlichen Datengewinnung für den Wechselkurs bietet.<sup>144</sup> Den Nettoauftragsfluß  $\tilde{X}$  bestimmen Evans und Lyons (1999) aus der Differenz der kumulierten Kauf- und Verkaufstransaktionen aus US-Dollar Sicht über die gleiche Zeitperiode, wobei hier eine Normierung auf 1000 Einheiten vorgenommen wird.<sup>145</sup>

Der Unterschied zwischen der empirischen und der theoretischen Definition des Auftragsflusses liegt somit in der Nichtberücksichtigung des Transaktionsvolumens bei der ökonometrischen Analyse, da dieses aus dem unterlegten Datensatz bekanntlich nicht hervorgeht. Insofern können sich in dieser Spezifikation Verzerrungen einstellen, wenn das durchschnittliche Transaktionsvolumen einer Kauftransaktion im direkten Interdealer-Handel signifikant vom Volumen einer Verkaufstransaktion abweicht. Befragungen von Devisenhändlern lassen jedoch darauf schließen, daß eine solche systematische Abweichung nicht existiert und somit die entsprechende Zeitreihe mit den theoretischen Vorgaben des Modells durchaus vereinbar scheint.

Die einzige Zeitreihe, die sich nicht aus dem zitierten Datensatz gewinnen läßt, stellt indes die Realisation der Rendite  $r_t$  dar. Diese instrumentalisieren Evans und Lyons (1999) deswegen über die Veränderung der Differenz der Übernachtzinsen für die entsprechenden Währungen, also  $r_t \equiv \Delta(i_t - i_t^*)$ , wobei  $i_t$  jeweils der Verzinsung von US-Wertpapieren und  $i_t^*$  der Verzinsung deutscher, bzw. japanischer Anleihen (alle Renditen sind auf Jahresbasis berechnet) entspricht. Eine derartige Spezifikation erscheint naheliegend, da der Devisenhandel auf dem Tausch von Wertpapieren, die in unterschiedlichen Währungen denominiert sind, basiert. Insofern kann die nominale Verzinsung dieser Wertpapiere als fundamentale Rendite angesehen werden und die Differenz zwischen den Renditen als beobachtbares Signal für die Devisenhändler dienen, wobei eine positive Differenz  $\Delta(i_t - i_t^*) > 0$  tendenziell zu einer Aufwertung des US-Dollars führen sollte. Dieses Ergebnis stellt gleichzeitig eine Verbindung zu den makroökonomischen Erklärungsansätzen der Wechselkursentwicklung dar, da es implizit die Gültigkeit der ungedeckten Zinsparität unterstellt. Hierin liegt aber auch eine gewisse Problematik dieser Vorgehensweise angesichts des im vorangegangenen Kapitel diskutierten, völligen empirischen Versagens der Zinsparitätentheorie in der Praxis. Andererseits offeriert diese Spezifikation den Vorteil der Datenverfügbarkeit, da Zinssätze für eintägige Anleihen für die betrachteten Länder selbst im Intratagesbereich leicht zugänglich

---

tragen. Die Fokussierung auf Europa, bzw. explizit auf Großbritannien kann mit der Bedeutung des Handelsplatzes London im internationalen Devisenhandel begründet werden. Siehe hierzu BIS (2010).

<sup>143</sup> Für den Fall, daß an einem Tag keine Transaktion um 16:00:00 stattgefunden hat, verwenden Evans und Lyons (1999) die nächste entsprechende Transaktion.

<sup>144</sup> So wären z.B. Wechselkurszeitreihen die aus kommerziellen Datenbanken wie z.B. Datastream oder EcoWin stammen weniger geeignet, da es sich hierbei um gemittelte Werte aus verschiedenen Marktformen handelt.

<sup>145</sup> D.h., ein Nettoauftragsfluß von  $\tilde{X} = 1$  ergibt sich, wenn die Anzahl der als US-Dollar kaufinitiierten Transaktionen im Dollar/DM- bzw. Dollar/Yen-Markt die verkaufsinitiierten Transaktionen absolut um 1000 innerhalb des Zeitraumes übersteigen.

sind. Außerdem stellt die Beobachtung des Zinsniveaus eine der wenigen makroökonomischen Kennzahlen dar, die von den meisten Devisenhändlern zumindest regelmäßig beobachtet werden, was in Übereinstimmung mit der theoretischen Modellierung der Variable  $r_t$  steht. Dementsprechend schätzen Evans und Lyons (1999) folgende Regressionsgleichung:

$$\Delta e_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \beta_2 \tilde{X}_t + \varepsilon_t \quad (4.107)$$

Die Ergebnisse der OLS-Schätzung dieses ökonometrischen Modells in Evans und Lyons (1999) bestätigen die Aussagen über die Preisdynamik des theoretischen Interdealer-Modells gemäß Gleichung (4.86) bzw. (4.92). So sind für beide betrachteten Währungspaare die Parameter  $\beta_1$  und  $\beta_2$  signifikant positiv und  $\beta_0$  insignifikant, wie im Modell postuliert. Bemerkenswert ist darüber hinaus der hohe Erklärungsgehalt der Schätzung mit  $R^2$ -Werten von 0,64 und 0,46 respektive für den US-Dollar/DM-Markt und den US-Dollar/Yen-Markt, der damit die besten Werte des Bestimmtheitsmaßes für die Wechselkurserklärung auf Basis makroökonomischer Ansätze um ein Vielfaches übersteigt. Des Weiteren zeigen Evans und Lyons (1999), daß ein Großteil dieses Erklärungsgehalts auf den Auftragsfluß und nicht etwa auf die Zinsdifferenz zurückzuführen ist.<sup>146</sup> Im Hinblick auf die Kausalitätsbeziehung zwischen Auftragsfluß und Wechselkurs wird ebenfalls die Prämisse des theoretischen Modells bestätigt, daß der Auftragsfluß die Preisentwicklung determiniert und nicht umgekehrt.<sup>147</sup> Insgesamt stellt das Evans-Lyons-Modell somit eine herausragende Bestätigung für die Relevanz der mikrostrukturellen Erklärung der Wechselkursentwicklung dar, die noch unterstrichen wird durch die Tatsache, daß auch eine Out-of-sample-Prognose des Modells, im Gegensatz zu makroökonomischen Wechselkursmodellen über alle betrachteten Zeitperioden (eine Woche, zwei Wochen und vier Monate) bessere Ergebnisse liefert als eine Random-Walk-Modellierung im Sinne von Meese und Rogoff (1983).

### 4.3.3 Indirekter Interdealer-Handel und Fundamentalfaktoren

Diese außergewöhnlich gute empirische Performance des Interdealer-Modells bei Evans und Lyons (1999) für die Wechselkursentwicklung kann ohne Zweifel auf die adäquate Verwendung des Datenmaterials zum direkten Interdealer-Handel zurückgeführt werden, da diese dem theoretischen Modell angepaßt ist. Mehrheitlich finden sich jedoch in der Literatur empirische Studien, die sich auf Daten zum Broker-basierten, also indirekten Interdealer-Handel, stützen. Als solche können diese Studien somit konzeptionell eher zur Überprüfung der anderen drei im vor-

<sup>146</sup> Dies geschieht mit Hilfe einer alternativen Schätzung des Modells mit jeweils nur einem der beiden Parameter, wobei die Schätzung ohne den Auftragsfluß in beiden Fällen einen Erklärungsgehalt von weniger als einem Prozent aufweist.

<sup>147</sup> Die Frage der Kausalität ist im Rahmen der Mikrostrukturansätze von großer Bedeutung, wobei die im Modell implizierte Beziehung nicht repräsentativ für alle Ansätze ist. Zur weiteren Diskussion dieses Themas sei auf Lyons (2001) verwiesen.

herigen Abschnitt diskutierten theoretischen Mikrostrukturmodelle herangezogen werden.

In diesem Zusammenhang ist es wichtig, sich noch einmal den zentralen Unterschied bei der Rolle des Auftragsflusses für die Preisbildung zwischen diesen Mikrostrukturansätzen zu vergegenwärtigen. Dieser besteht darin, daß im Gegensatz zum Interdealer-Modell in den anderen Modellen der Interdealer-Auftragsfluß nicht direkt die Preisbildung beeinflusst, sondern indirekt über die Tatsache, daß der Auftragsfluß Informationen über die Fundamentalwertentwicklung des Assets enthält.<sup>148</sup> Dementsprechend existiert für diese Modelle keine „natürliche“ Regressionsgleichung wie im Interdealer-Modell durch Gleichung (4.107), da die allgemeine Gleichgewichtsbedingung für die Preisdynamik keine konkrete funktionale Beziehung zwischen Preisentwicklung und (Interdealer-)Auftragsfluß impliziert. Diese Problematik speist sich daraus, daß die die Preisdynamik treibende Komponente dieser Modellansätze die Existenz eines Händlers bildet, der bessere bzw. genaue Kenntnisse über die zukünftige fundamentale Entwicklung des unsicheren Assets besitzt. Im Rahmen von Aktien- oder Bondmarktanalysen, für die diese Modelle ursprünglich entwickelt worden sind, erscheint die Existenz solcher Informationen durchaus plausibel.<sup>149</sup> Bei einer Übertragung auf den Devisenmarkt ergibt sich jedoch zum einen das Problem, Faktoren für die Fundamentalwertentwicklung des Wechselkurses überhaupt zu definieren. Hier kommen im Endeffekt wiederum nur makroökonomische Kennzahlen in Betracht, wobei völlig unklar ist, welche Relevanz bestimmten Faktoren zukommt und wie ihre Wirkung auf den Wechselkurs zu beurteilen ist.

Selbst wenn man den Fundamentalwechselkurs auf den „kleinsten gemeinsamen Nenner der Wechselkurstheorien“ reduziert, nämlich den kaufkraftparitätischen Wechselkurs, ergibt sich zum anderen immer noch das konzeptionelle Problem, einen Devisenhändler zu identifizieren, der über bessere, nicht öffentlich verfügbare Informationen bezüglich dessen Entwicklung verfügt, wie es die Modellierung der betreffenden Mikrostrukturansätze vorgibt. Da eine direkte empirische Überprüfung des Zusammenhangs zwischen Preisdynamik und Interdealer-Auftragsfluß somit nur schwer realisierbar ist, bietet sich nur eine indirekte Methode an, die eine Beziehung zwischen Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung ohne eine genaue Spezifikation des Fundamentalwechselkurses aufzeigt. Das hierfür aus ökonometrischer Sicht vielversprechendste Verfahren stellt dabei eine Kointegrationsanalyse zwischen diesen beiden Variablen dar.<sup>150</sup> Die Idee eines solchen Vorgehens besteht

<sup>148</sup> Im Interdealer-Modell nach Evans und Lyons (1999) waren diese beiden Aspekte voneinander getrennt, da keine Rückwirkungen aus dem Interdealer-Auftragsfluß auf die Rendite des Assets unterstellt wurden.

<sup>149</sup> U.a. könnte ein Händler über bessere Informationen bezüglich des erwarteten zukünftigen Cash-Flows bzw. des Diskonfaktors eines Unternehmens verfügen um so den Wert des Unternehmens gemäß der gängigen Fundamentalwertansätze wie z.B. der Discounted-Cash-Flow-Methode besser zu taxieren.

<sup>150</sup> Eine Kointegrationsschätzung setzt allgemein an der (schwachen) Stationaritätseigenschaft von Zeitreihendaten an. Eine Zeitreihe ist in diesem Sinne nicht stationär, wenn ihre Momente (bei der schwachen Stationarität lediglich Erwartungswert und Varianz) eine funktionale Abhängigkeit von der Zeit aufweisen, die Entwicklung der Zeitreihe also einem zeitlichen Trend unterliegt. Eine-

darin nachzuweisen, daß Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung langfristig einen gemeinsamen Trend folgen, der dann als Fundamentalwertentwicklung interpretiert werden kann. Die Schlußfolgerung, eine evtl. Langfristbeziehung mit der Entwicklung von Fundamentaldaten der Wechselkursentwicklung gleichzusetzen, ist dabei zwar nicht ganz unproblematisch, entspricht jedoch dem Vorgehen im Rahmen anderer Kointegrationsschätzungen, vor allem im makroökonomischen Bereich.<sup>151</sup> Zudem wäre unabhängig von der Art der Langfristbeziehung eine Kointegration zwischen Auftragsfluß und Wechselkurs immer ein indirekter Nachweis für die Relevanz einer mikrostrukturellen Modellierung des Devisenmarktes, da sie die Abhängigkeit zwischen der zentralen Variablen dieses Modellansatzes und der Wechselkursentwicklung unterstreicht. Empirische Arbeiten, die eine kointegrative Beziehung zwischen Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung nachweisen, sind u.a. Killeen et al. (2006) und Bjonnes und Rime (2005). Bei Killeen et al. (2006) wird dabei der DM/FF-Markt betrachtet.<sup>152</sup> Zur Erfassung des Auftragsflusses und der Wechselkursentwicklung in diesem Markt werden Daten der Handelsplattform EBS von Januar bis Dezember 1998 ausgewertet, also einem elektronisch gestützten Brokersystem für den Interdealer-Handel. Dieser Datensatz unterscheidet sich in zweierlei Hinsicht von dem bei Evans und Lyons (1999) verwendeten. Zum einen handelt es sich bei der EBS-Plattform nicht um ein marktbeherrschendes System im indirekten Interdealer-Handel, so daß eine Erfassung des Auftragsflusses nur auf Basis dieses Systems nicht mit dem gesamten indirekten Interdealer-Auftragsfluß gleichgesetzt werden kann.<sup>153</sup> Auf der anderen Seite enthält dieser Datensatz aber genaue Informationen über die Transaktionsvolumina der einzelnen Kauf- und Verkaufsaufträge in diesem Markt, was einen entscheidenden Vorteil bei der Bestimmung des Interdealer-Auftragsflusses gegenüber Evans und Lyons (1999) darstellt. D.h., der Auftragsfluß zu einem Zeitpunkt  $t$ , wobei  $t$  jeweils einem Handelstag von 0:00 Uhr GMT bis 23:59:59 Uhr GMT entspricht, ergibt sich aus der Summe aller mit ihrem Transaktionsvolumen gewichteten, tatsächlich durchgeführten Transaktionen im EBS-System und nicht aus der Differenz der Kauf- und Verkaufsaufträge

---

Kointegrationsbeziehung kann nur zwischen mehreren nicht-stationären Zeitreihen auftreten. In diesem Fall existiert (mindestens) eine Linearkombination der betreffenden Zeitreihen, die stationär ist, für die also der zeitliche Trend eliminiert wird.

<sup>151</sup> Als Beispiel sei hier u.a. die empirische Überprüfung der Kaufkraftparitäten-Theorie angeführt, wobei deren Gültigkeit an der Kointegrationsbeziehung zwischen in- und ausländischem Preisniveau sowie dem nominalen Wechselkurs festgemacht wird. Siehe hierzu z.B. Taylor (1996).

<sup>152</sup> Das Hauptaugenmerk in diesem Papier liegt in dem Nachweis einer wechselkursregimeabhängigen Rolle des Auftragsflusses für die Preisbildung am Devisenmarkt. Daher wird der Übergang von einem System flexibler Wechselkurse zum Fixkurssystem in Folge der (buchtechnischen) Euroeinführung im Jahr 1999 anhand dieser beiden Währungen betrachtet. Obwohl deren Anteil am Gesamtdevisenhandel verschwindend gering ist (ca. 1 Prozent gemäß Abbildung 4.3 im April 1998), ist das Gesamtaufkommen in diesem Markt von allen in den Euro übergegangenen Währungen mit Abstand am größten und vom Volumen her ausreichend groß, um eine ökonometrisch robuste Datenmenge zu produzieren.

<sup>153</sup> Neben EBS standen den Devisenhändlern auch das System Reuters-Dealing 2000-2 zum Zeitpunkt der Datenerhebung zur Verfügung. Der Anteil des Systems EBS am Gesamtvolumen des DM/FF-Interdealer-Handels (direkter und indirekter Handel) wird von Killeen et al. (2006) mit 29 Prozent angegeben.

wie in Evans und Lyons (1999). Die zugehörige Wechselkurszeitreihe wird dagegen, im Unterschied zum Vorgehen bei Evans und Lyons (1999), nicht aus dem Datensatz zum EBS-System ermittelt, sondern auf Grundlage der offiziellen Schlußkurse im Kassa-DM/FF-Handel in London.<sup>154</sup> Da das Hauptaugenmerk der Untersuchung in Killeen et al. (2006) auf dem Nachweis eines Strukturbruchs bezüglich des Zusammenhangs zwischen Wechselkurs und Auftragsfluß beim Übergang von einem System flexibler zu einem System fixer Wechselkurse liegt, werden beide Zeitreihen in zwei Subsample unterteilt, wobei der Übergang am 1. Mai 1998 erfolgt.<sup>155</sup> Darüber hinaus wird in Anlehnung an Evans und Lyons (1999) auch eine Zeitreihe für die Zinsdifferenz zwischen französischen und deutschen Übernachteinlagen im Interbankenmarkt berücksichtigt. Tatsächlich ist das bei Killeen et al. (2006) unterlegte theoretische Mikrostrukturmodell das Interdealer-Modell von Evans und Lyons (1999), obwohl hier der Auftragsfluß aus dem indirekten Interdealer-Handel abgeleitet wird. Allerdings wird die empirische Schätzgleichung (4.107) dahingehend modifiziert, daß hier der nominale Wechselkurs als abhängige Variable geschätzt, die empirische Überprüfung also nicht an der Logrendite des Wechselkurses, sondern an der Niveauvariablen selbst festgemacht wird, um überhaupt eine kointegrative Beziehung herleiten zu können.<sup>156</sup>

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{\tau=1}^t (i_{\tau} - i_{\tau}^*) + \beta_2 \sum_{\tau=1}^t \tilde{X}_{\tau} + \varepsilon_t \quad (4.108)$$

Dabei entspricht  $\sum_{\tau=1}^t \tilde{X}_{\tau}$  dem kumulierten Auftragsfluß zu jedem Handelstag  $\tau$  und  $\sum_{\tau=1}^t (i_{\tau} - i_{\tau}^*)$  der kumulierten Zinsdifferenz der beiden Länder im Betrachtungszeitraum. Ausgehend von diesem theoretischen Zusammenhang erfolgt dann die Schätzung der Kointegrationsbeziehung zwischen kumuliertem Auftragsfluß, nominalem Wechselkurs und kumulierter Zinsdifferenz. Hierbei wird zunächst ein Pretest vorgenommen, bei dem die Zeitreihen einzeln für jedes Subsample auf Stationarität überprüft werden. Da sich alle Variablen in beiden Subsamplen als nicht stationär herausstellen, wird in einem zweiten Schritt der eigentliche Kointegrationstest sowohl mit dem zweistufigen Verfahren nach Engle und Granger (1987) als auch mit dem VAR-basierten Verfahren nach Johansen (1992) durchgeführt.<sup>157</sup> In diesem Zusammenhang zeigt sich, daß beide Testverfahren auf eine kointegrative

<sup>154</sup> Diese Daten stammen von Datastream.

<sup>155</sup> Die Wahl dieses Datums wird mit der Festlegung der genauen Wechselkursparitäten zwischen den nationalen Währungen der Euro-Länder und dem Euro zu diesem Zeitpunkt begründet. Es handelt sich also um einen institutionell bedingten und keinen ökonometrisch abgeleiteten Zeitpunkt der Regimeabgrenzung.

<sup>156</sup> Eine Verwendung der logarithmierten ersten Differenzen des Wechselkurses wie in Evans und Lyons (1999) wäre hierzu nicht geeignet, da diese typischerweise integriert vom Grade Null sind, also eine stationäre Zeitreihe generieren. Tatsächlich bildet deren Stationaritätseigenschaft die Grundvoraussetzung für die Anwendung einer robusten OLS-Schätzung in Evans und Lyons (1999).

<sup>157</sup> Dabei handelt es sich um die beiden verbreitetsten Verfahren zur Kointegrationsschätzung. Zu den ökonometrischen Hintergründen sowie den Unterschieden zwischen den beiden Ansätzen sei u.a. auf Greene (2003) verwiesen.

Beziehung zwischen den drei Variablen innerhalb des ersten Subsamples hinweisen.<sup>158</sup> Bei der Anwendung des Verfahrens von Engle und Granger (1987) zeigt sich überdies, daß der Parameter für die kumulierte Zinsdifferenz bei der Schätzung des Kointegrationsvektors nicht signifikant ist. Dies weist darauf hin, daß die gefundene Langfristbeziehung ausschließlich zwischen kumuliertem Auftragsfluß und nominalem Wechselkurs besteht. Diese These wird durch die Anwendung des Johanssen-Verfahrens nur mit diesen beiden Variablen bestätigt, da auch in diesem Fall ein Kointegrationsvektor gefunden werden kann. Im Gegensatz dazu liefert dieselbe Schätzung mit der kumulierten Zinsdifferenz anstelle des kumulierten Auftragsflusses keinen Hinweis auf eine kointegrative Beziehung.

Insofern gelingt es Killeen et al. (2006), einen statistisch robusten langfristigen Zusammenhang zwischen kumuliertem Interdealer-Auftragsfluß und dem nominalen Wechselkurs für den DM/FF Markt nachzuweisen. Dieses Ergebnis bildet nicht nur die Grundlage für die weiteren Überlegungen hinsichtlich der Regimeabhängigkeit im Paper von Killeen et al. (2006), sondern stellt auch die gesuchte indirekte empirische Bestätigung der Anwendbarkeit der drei anderen Mikrostrukturansätze auf den Devisenmarkt dar. Die Tatsache, daß der Interdealer-Auftragsfluß aus dem brokergestützten Handel demselben langfristigen Trend unterliegt wie der nominale Wechselkurs kann dabei nicht nur als Hinweis auf eine Beziehung zwischen Fundamental faktoren und kumuliertem Auftragsfluß im Devisenhandel dienen, es begegnet gleichzeitig auch dem teilweise vorgebrachten Argument, daß eine mikrostrukturelle Erklärung der Wechselkursentwicklung allenfalls in der (sehr) kurzen Frist erfolgversprechend ist. Insofern stellt dieses Ergebnis einen beträchtlichen Fortschritt für die Relevanz einer mikrostrukturellen Modellierung des Devisenmarktes dar. Demgegenüber steht aber eine jüngere Studie von Berger et al. (2008), die ebenfalls unter Berücksichtigung von Auftragsflußdaten aus dem EBS-System eine kointegrative Beziehung zwischen kumuliertem Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung im EUR/ US-Dollar- sowie Yen/US-Dollar-Markt prüft. Dabei können sie auf eine wesentlich größere Datenbasis zurückgreifen als Killeen et al. (2006).<sup>159</sup> Ihre Untersuchungen weisen lediglich für den Euro/US-Dollar-Markt im Rahmen einer Kointegrationsschätzung auf Grundlage des Verfahrens von Johansen (1992) eine kointegrative Beziehung nach, während die Anwendung des Verfahrens nach Engle und Granger (1987) für beide Währungspaire keine Hinweise auf die Existenz eines Kointegrationsvektors offenbart. Allerdings verwenden Berger et al. (2008) EBS-Daten zur Bestimmung der Wechselkurszeitreihe und nicht die offiziellen Kassakurse.<sup>160</sup> Zudem wird auch auf die Einbeziehung eines Proxies für die Fundamentalwertentwicklung wie die kumulierte Zinsdifferenz bei Killeen et al. (2006) verzichtet. Ferner läßt sich nicht feststellen, auf wel-

<sup>158</sup> Das erste Subsample bezieht sich dabei auf den Zeitraum vor der Festlegung der endgültigen Euro-Paritäten des FF sowie der DM.

<sup>159</sup> Ihr Datensatz reicht von Januar 1999 bis zum Ende des Jahres 2004 und umfaßt die beiden volumenmäßig bedeutendsten Währungspaire am Devisenmarkt.

<sup>160</sup> D.h., die Wechselkurse werden hier ebenfalls aus dem Datensatz entnommen, so daß hier auf die Kursentwicklung innerhalb der Handelsplattform abgestellt wird.

cher Zeitebene die Daten aggregiert wurden.<sup>161</sup> Immerhin bestätigen Berger et al. (2008) aber auch für diesen sehr langen Betrachtungszeitraum, daß der kumulierte Interdealer-Auftragsfluß nicht stationär für beide Währungspaire ist, so daß er zumindest potentiell einem langfristigen Trend unterliegen könnte. Insofern lassen auch die Ergebnisse dieser Studie den Schluß zu, daß der indirekte Interdealer-Auftragsfluß, trotz einer fehlenden eindeutigen Kointegrationsbeziehung zwischen Interdealer-Auftragsfluß und Wechselkurs, Informationen über Fundamentalfaktoren der Wechselkursentwicklung enthält.<sup>162</sup>

Die im bereits oben diskutierten Papier von Bjonnes und Rime (2005) vorgenommene Kointegrationsschätzung untermauert diese These, da auch hier eine langfristige Beziehung zwischen Interdealer-Auftragsfluß und Wechselkurs festgestellt wird. Dies ist insofern bemerkenswert, als der zugrunde liegende Datensatz bei Bjonnes und Rime (2005) im Vergleich zu den zuvor genannten Studien eine völlig andere Struktur aufweist. In Bjonnes und Rime (2005) werden die Wechselkursentwicklung und Auftragsflußveränderungen nämlich auf der Ebene eines einzelnen Devisenhändlers betrachtet und nicht auf der Ebene des Gesamtmarktes, oder besser gesagt, eines relevanten Teilmarktes für den indirekten Interdealer-Handel wie in Killeen et al. (2006) und Berger et al. (2008). Diese individuelle Perspektive ermöglicht dabei zwar auf der einen Seite z.B. eine Identifikation und datentechnische Erfassung des Kundenauftragsflusses, sie ist jedoch auf der anderen Seite beschränkt auf die Transaktionen, die von den betreffenden Händlern tatsächlich durchgeführt wurden. Daher eignet sich der Datensatz zwar hervorragend, um eine empirische Analyse des Verhaltens von Devisenhändlern vorzunehmen. Andererseits kann das individuelle Verhalten des betreffenden Händlers zu einer potentiellen Verzerrung bei der Ableitung einer allgemein gültigen Langfristbeziehung zwischen Interdealer-Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung führen. Auch aus diesem Grund stellt die Kointegrationsschätzung in Bjonnes und Rime (2005) eher ein Nebenprodukt in ihrer ökonometrischen Analyse dar, das gleichwohl ökonomisch interpretierbar ist.

Da der Datensatz von Bjonnes und Rime (2005) auch eine Aufschlüsselung dahingehend erlaubt, welche Handelsplattformen die vier betrachteten Devisenhändler zu jedem Zeitpunkt für eine Transaktion genutzt haben, ist es möglich, den kumu-

---

<sup>161</sup> Da Killeen et al. (2006) Tagesdaten verwandt haben, wäre eine Vergleichbarkeit nur auf dieser Ebene gegeben. So aggregieren Berger et al. (2008) ihre Daten im Rahmen ihrer Untersuchung auf verschiedenen Zeitebenen von einer Minute bis hin zu einem Monat. Am wahrscheinlichsten erscheint im Kontext ihres Papiers jedoch, daß sie eine Aggregation der Daten auf Wochenebene für die Kointegrationsschätzung vorgenommen haben, die jedoch vor dem Hintergrund der theoretischen Vorgaben und der diskutierten Praxis des Devisenhandels weit weniger geeignet scheint als eine Aggregation auf Tagesebene.

<sup>162</sup> Tatsächlich wird die Bedeutung des Auftragsflusses für die Preisbildung am Devisenmarkt in dieser Studie explizit herausgestellt. Allerdings wird von vornherein betont, daß der Auftragsfluß für die Wechselkursentwicklung als ein (sehr) kurzfristiger Erklärungsfaktor angesehen wird, was an anderer Stelle im Papier u.a. mit einem abnehmenden Erklärungsgehalt einer OLS-Regression der Logrendite des Wechselkurses mit dem Auftragsfluß bei einer Aggregation der Daten auf einen größeren Zeithorizont begründet wird.

lierten Auftragsfluß auch für jede dieser Plattformen datentechnisch zu erfassen.<sup>163</sup> Für die eigentliche Kointegrationsschätzung wird dabei der kumulierte Auftragsfluß des gesamten Interdealer-Handels, also über alle direkten und indirekten Handelsplattformen genutzt, wobei der Auftragsfluß wie bei Evans und Lyons (1999) nicht mit dem Volumen gewichtet wird, sondern lediglich Kauf- und Verkaufsaufträge gegenübergestellt werden.<sup>164</sup> Aufgrund des im Vergleich zu den Datensätzen der anderen Kointegrationsstudien sehr kurzen Zeithorizonts findet zudem keine Aggregation der Daten statt, d.h., Wechselkurs und kumulierter Auftragsfluß werden direkt aus dem Datensatz übernommen, so daß die Zeitdifferenz zwischen zwei Datenpunkten nicht konstant ist. Die Tatsache, daß sich trotz dieser konzeptionellen Unterschiede eine eindeutige kointegrative Beziehung für den NOK/DM-Markt und den DM/US-Dollar-Markt ableiten läßt, untermauert die Bedeutung der Auftragsflussvariablen im Hinblick auf die auch über die kurze Frist hinausgehende Preisdynamik im Devisenhandel und weist damit ebenfalls auf die Notwendigkeit der Berücksichtigung mikrostruktureller Rahmenbedingungen des Devisenmarktes zur Erklärung der Wechselkursentwicklung hin.<sup>165</sup>

#### 4.3.4 Mikro- und/oder Makrostruktur des Devisenmarktes?

Obwohl die Ergebnisse einer direkten und indirekten empirischen Überprüfung der Relevanz der zuvor diskutierten Mikrostrukturmodelle für die Wechselkurserklärung kein einheitliches Bild abgeben, was nicht zuletzt auf den immer noch stark beschränkten Zugang der Wissenschaft zu belastbarem Datenmaterial insbesondere im Hinblick auf die für den Mikrostrukturansatz essentielle Variable des Auftragsflusses zurückzuführen ist, können doch folgende Aspekte festgehalten werden:

- Der Auftragsfluß als zentrale Variable des Mikrostrukturansatzes hat einen statistisch signifikanten Einfluß auf die Wechselkursentwicklung.
- Die Prognosequalität der Wechselkursentwicklung auf Basis von Mikrostrukturmodellen ist besser als auf Basis von makroökonomischen Modellansätzen.
- Die Untersuchung des kumulierten Interdealer-Auftragsflusses für verschiedene Währungspaare ergibt eindeutige Hinweise auf eine dauerhafte gleichgerichtete Entwicklung mit dem Wechselkurs sowohl im direkten als auch im indirekten Interdealer-Handel.

---

<sup>163</sup> Alle vier betrachteten Händler benutzen beide brokergestützten Interdealer-Plattformen, also EBS und Reuters-Dealing-2002 sowie die elektronische direkte Interdealer-Plattform Reuters-Dealing 2000-1 für ihre Transaktionen während des Beobachtungszeitraums.

<sup>164</sup> Zudem werden die Transaktionen aller vier Devisenhändler für die Währungspaare NOK/DM und US-Dollar/DM für die Bestimmung des Auftragsflusses herangezogen.

<sup>165</sup> Die Überprüfung des Kointegrationszusammenhangs erfolgt dabei über die Anwendung des Johannsen-Verfahrens. Eine weitere Überprüfung mit Hilfe des Engle-Granger-Verfahrens wird bei Bjornes und Rime (2005) nicht vorgenommen.

- Eine Kausalitätsbeziehung von der Wechselkursentwicklung in Richtung Auftragsfluß kann empirisch nicht festgestellt werden; für die umgekehrte Kausalitätsbeziehung gibt es jedoch Anhaltspunkte.

Auch wenn mit Ausnahme des Modells von Evans und Lyons (1999) keines der Mikrostrukturmodelle eindeutig empirisch bestätigt werden kann, so weisen die oben diskutierten empirischen Studien doch zumindest darauf hin, daß eine Berücksichtigung der Mikrostruktur des Devisenmarktes bei der Analyse der Wechselkursentwicklung einen Fortschritt zu den klassischen makroökonomischen Ansätzen darstellt. Von der theoretischen Konzeption her wird eine Anwendung des originär für zentralisierte Finanzmärkte entwickelten Mikrostrukturansatzes auf den Devisenmarkt dadurch erschwert, eine ökonomisch sinnvolle Definition für die Rolle der – über den Auftragsfluß in die Preisdynamik eingehenden – privaten Informationen der Devisenhändler zu finden, die charakteristisch für diesen Modellansatz ist. Im Evans-Lyons-Modell wurde dieses Problem dadurch gelöst, daß der Auftragsfluß und die darin enthaltenen privaten Informationen der Devisenhändler von der Entwicklung der Fundamental faktoren des Wechselkurses komplett abgekoppelt werden. Die im Auftragsfluß enthaltene private Information bezieht sich hier auf den Preiseffekt durch Portfolio umschichtungen nicht strategisch handelnder Wirtschaftssubjekte auf den Wechselkurs, ausgelöst durch Risikoarbitrage. Dadurch ergibt sich zwar eine direkte Beeinflussung des Wechselkurses durch den Interdealer-Auftragsfluß, doch der Effekt ist zeitlich eng begrenzt.<sup>166</sup> Damit wird aber implizit die Bedeutung der mikrostrukturellen Ebene der Preisdynamik auf die sehr kurze Frist reduziert.

Demgegenüber stehen wiederum zum einen die Ergebnisse der zuvor angeprochenen ökonometrischen Studien, die eine langfristige Beziehung zwischen Interdealer-Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung aufzeigen und zum anderen auch die theoretischen Überlegungen in mikrostrukturellen Ansätzen wie z.B. im Kyle-Modell oder im Glosten-Milgrom-Modell, die den Interdealer-Auftragsfluß als Informationssignal für die Entwicklung der Fundamental faktoren des Devisenmarktes charakterisieren. Hiernach stellt der Auftragsfluß eine Variable dar, die auch mittel- bis langfristig für die Beeinflussung der Preisdynamik am Devisenmarkt bedeutsam ist. Somit implizieren die verschiedenen Modelle zum Mikrostrukturansatz zwei unterschiedliche Funktionen des Auftragsflusses am Devisenmarkt: eine eher kurzfristig orientierte Funktion, bei der der Auftragsfluß die Wechselkursentwicklung über Portfolio umschichtungen im internationalen Wertpapiermarkt beeinflußt und eine eher langfristig orientierte Funktion, die am Informationsgehalt des Auftragsflusses für die Fundamentalwertentwicklung des Wechselkurses ansetzt. In diesem Zusammenhang haben sich in der Literatur die Begriffe des Portfolio-Kanals und des Informationskanals für diese Wirkung des Auftragsflusses auf die Wechselkursentwicklung etabliert.<sup>167</sup> Dabei stützt sich die jüngere Forschung im Be-

<sup>166</sup> Gemäß der Modellierung eigentlich auf einen Handelstag.

<sup>167</sup> Siehe hierzu u.a. Breedon und Vitale (2010). Der Begriff Portfolio-Kanal bzw. Portfolio-Balance-Kanal bei Breedon und Vitale (2010) weist zwar durchaus Parallelen mit demselben Begriff im Rahmen der Devisenmarkt intervention auf, ist aber dennoch von diesem abzugrenzen.

reich der empirischen Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Auftragsfluß und Wechselkursentwicklung auf eine bahnbrechende Arbeit von Bacchetta und van Wincoop (2006). In diesem Papier entwickeln die Autoren ein theoretisches Modell zur Wechselkurserklärung, das makroökonomische und mikrostrukturelle Komponenten miteinander in einem Modellansatz verbindet. Es handelt sich dabei grundsätzlich um eine allgemeine Gleichgewichtsmodellierung, die von der Konzeption her dem im vorangegangenen Kapitel beschriebenen Portfolio-Ansatz der Wechselkurserklärung ähnelt.<sup>168</sup> Dieser wird jedoch erweitert um die Komponente des Auftragsfluß am Devisenmarkt, der ebenfalls eine Entscheidungsvariable des repräsentativen Händlers darstellt. Der kumulierte Auftragsfluß entspricht dabei der aggregierten Gesamtnachfrage aller Händler nach dem ausländischen Asset zu einem beliebigen Zeitpunkt. Die Besonderheit bei der Modellierung der Auftragsflußvariablen ist dabei, daß die Nachfrageentscheidung eines Händlers, die aggregiert über alle Händler den kumulierten Auftragsfluß im Markt ergibt, sowohl von privaten als auch von öffentlichen Informationen bezüglich der Preisdynamik abhängt. Dabei sind die privaten Informationen im Sinne der Modellierung von Evans und Lyons (1999) zu verstehen, die prinzipiell auf Grundlage von Portfolioumschichtungen z.B. aufgrund von Präferenzenänderungen basieren. Dagegen stellen die öffentlichen Informationen die Fundamental faktoren der Wechselkursentwicklung dar, die in diesem Modellrahmen über die um eine Risikoprämie erweiterte Zins- und die Kaufkraftparitäten-Theorie abgebildet werden.

Das revolutionäre Element des Modells besteht jedoch darin, daß die Verarbeitung dieser öffentlichen Informationen über die Fundamentalwertentwicklung nicht als „common-knowledge“ erfolgt, sondern heterogen innerhalb der Händler stattfindet. D.h., jeder Händler beobachtet nur ein gestörtes Signal für die Realisation der jeweiligen Fundamentalparameter ähnlich wie im Rational-Expectations-Ansatz der informierte Händler die Realisation des unsicheren Assets.<sup>169</sup> Die ökonomische Interpretation hinter dieser Modellierung ist, daß Devisenmarktteilnehmer unterschiedliche Wahrnehmungen über die Bedeutung fundamentaler makroökonomischer Kennzahlen besitzen und so den Fundamentalwert des gleichen Assets, also hier des Wechselkurses, unterschiedlich einschätzen. Konzeptionell greifen Bacchetta

<sup>168</sup> Interessanterweise stellen die Autoren selbst ihren Ansatz eher in eine Reihe mit monetären Ansätzen mit flexiblen Güterpreisen. Tatsächlich unterstellen sie explizit die Gültigkeit der KKP-Theorie, modellieren aber andererseits ein Maximierungsproblem aus der Sicht eines repräsentativen Anlegers und unterstellen keine vollständige Substituierbarkeit in- und ausländischer Assets, was wiederum charakteristisch für den Portfolio-Ansatz ist.

<sup>169</sup> Tatsächlich wird das Vorgehen von den Autoren selbst als Rational-Expectations-Modell bezeichnet. Dennoch handelt es sich dabei um zwei verschiedene Modellansätze. Weder führen Bacchetta und van Wincoop (2006) ihr Modell auf Grossman und Stiglitz (1980) zurück, noch entsprechen sich beide Modelle konzeptionell, wobei eine gewisse Verwandtschaft jedoch nicht zu leugnen ist, da die Preissetzung in beiden Modellen grundsätzlich dem Prinzip eines Walrasianischen Auktionators folgt und das Ziel hat, eine Preisdynamik abzuleiten, die im Rahmen der unterstellten komplexen Informationsstruktur rational ist. In Bezug auf Ersteres wird jedoch in Bacchetta und van Wincoop (2006) darauf hingewiesen, daß dies nicht zwingend der Fall ist, sondern die Ableitung einer gleichgewichtigen Preisdynamik auch mit dem Prinzip eines strategisch handelnden Marketmakers vereinbar ist. Insofern kann das Modell als eine Art Weiterentwicklung der zu Beginn beschriebenen Modellklasse der Rational-Expectations-Ansätze angesehen werden.

und van Wincoop (2006) damit das Prinzip der globalen Spiele auf, welches maßgeblich von Morris und Shin (2002) geprägt wurde.<sup>170</sup> Durch die Heterogenität in der Beliefstruktur bzgl. der öffentlichen Informationen über die Fundamentalwertentwicklung kommt dem Auftragsfluß damit eine weitere Rolle zu, nämlich die der Koordinationsvariablen. Da die individuelle Nachfrage eines Händlers auch auf Basis seiner Einschätzung der Fundamentalentwicklung erfolgt, kann der kumulierte Auftragsfluß Rückschlüsse auf die Einschätzung dieser Variablen durch die anderen Händler liefern. Das wiederum hat zur Folge, daß der Auftragsfluß in diesem Modell tatsächlich Informationen über die Entwicklung von Fundamental faktoren des Wechselkurses enthält und somit zumindest konzeptionell an den informationstheoretischen Vorgaben des Kyle-Modells bzw. des Glosten-Milgrom-Modells anknüpft. Der wesentliche Unterschied besteht aber darin, daß kein Akteur den genauen Fundamentalwert kennt, da die Akteure Beobachtungen über die Fundamental faktoren unterschiedlich interpretieren.

Die Überprüfung der im Modell von Bacchetta und van Wincoop (2006) aufgeworfenen Doppelfunktion des Auftragsflusses steht auch im Mittelpunkt der meisten empirischen Studien unter Berücksichtigung von Auftragsflußdaten, die kein konkretes theoretisches Mikrostrukturmodell unterlegen. Am häufigsten wird dabei untersucht, ob und inwieweit ein Zusammenhang zwischen der Veröffentlichung von makroökonomischen Kennzahlen und dem Auftragsfluß festzustellen ist. Insofern werden hiermit sowohl makroökonomische wie auch mikrostrukturelle Determinanten der Wechselkursdynamik betrachtet. Die typische Vorgehensweise orientiert sich dabei an der Studie von Andersen et al. (2003), bei der ein Datensatz zum indirekten Interdealer-Handel ausgewertet und auf Basis von Intratagesdaten zum Auftragsfluß (dort aggregiert auf eine oder fünf Minuten) analysiert wird. Der überwiegende Teil dieser Studien findet einen positiven Zusammenhang zwischen derartigen Veröffentlichungen und dem Auftragsfluß, was die Relevanz des Auftragsflusses für die Wechselkursentwicklung im Allgemeinen und das Modell von Bacchetta und van Wincoop (2006) im Speziellen bestätigt.<sup>171</sup>

Zusammenfassend läßt sich somit der Schluß ziehen, daß eine Berücksichtigung der institutionellen und informationstheoretischen Rahmenbedingungen des Devisenhandels in einem theoretischen Modellansatz der Wechselkurserklärung über die vorgestellten Mikrostrukturmodelle grundsätzlich umsetzbar erscheint. Auch wenn die verschiedenen Modellklassen dabei unterschiedliche Aspekte der in der Praxis beobachteten Rahmenbedingungen betonen und andere dafür vernachlässigen, lassen sich über alle Ansätze hinweg Gemeinsamkeiten, insbesondere im Hinblick auf die modelltheoretische Ausgestaltung als Bayesianisches Spiel sowie die damit verbundene Erklärung der abgeleiteten Preisdynamik als Resultat der Interaktion der Marktakteure, feststellen.

<sup>170</sup> Vgl. auch die Ausführungen im vorangegangenen Kapitel zu der Problematik der Annahme des „common-knowledge“ in makroökonomischen Modellansätzen. Bezüglich der Struktur und der Bedeutung sog. Higher-Order-Beliefs sowie Details zu der Ableitung eines Gleichgewichts sei auf Bacchetta und van Wincoop (2006), S.576-577 verwiesen.

<sup>171</sup> Für einen Überblick über diverse Studien, ihre Methodologie und ihre Ergebnisse sei auf Vitale (2007) verwiesen.

Auch wenn es somit kein universelles Mikrostrukturmodell für den Devisenhandel gibt, ermöglichen die unterschiedlichen Ansätze doch eine selektive Betrachtung von Aspekten, die in den traditionellen makroökonomischen Modellen zur Wechselkurserklärung überhaupt nicht berücksichtigt werden konnten wie bspw. die Analyse von Spreads bei der Wechselkursbildung im Glosten-Milgrom-Modell. Die wohl wichtigste Erkenntnis der mikrostrukturellen Modellansätze stellt aber die Tatsache dar, daß der (Interaktions-)Prozeß der Wechselkursbildung theoretisch erfaßt wird und sich hierüber Parameter ableiten lassen, die den Preisbildungsprozeß am Devisenmarkt auf der tatsächlichen Marktebene maßgeblich beeinflussen. Dies stellt den entscheidenden konzeptionellen Vorteil des Mikrostrukturansatzes im Vergleich zu makroökonomischen Modellen der Wechselkursentwicklung dar, da in Letzteren der ökonomische Zusammenhang zwischen einer (wirtschaftspolitischen) Ursache wie z.B. einer Devisenmarktintervention und deren Wirkung auf den Markt (Wechselkurs) über eine nicht aus dem formalen Modell ableitbare und damit hypothetische Wirkungskette hergestellt wird. Dagegen kann in einem mikrostrukturellen Ansatz, wie z.B. dem Interdealer-Modell die Kausalitätskette zwischen Ursache (Portfolioumschichtungen der Kunden) und Wirkung (Wechselkursänderung) endogen im Modell aufgezeigt werden, nämlich über die Ausprägung des hieraus resultierenden Interdealer-Auftragsflusses und der – mit der Überwälzung von Übernachtrisiken verbundenen – Spekulationstätigkeit der Devisenhändler untereinander bzw. mit ihren Kunden. Auch wenn man argumentieren könnte, daß eine Anpassungsdynamik auch in makroökonomischen Modellen endogen beobachtet werden kann, unterscheiden sich die beiden Anpassungsprozesse dahingehend, daß in makroökonomischen Ansätzen die Anpassung über andere makroökonomische Märkte erfolgt, während im Mikrostrukturmodell die Anpassung innerhalb des Marktes stattfindet.<sup>172</sup> Die Ergebnisse der exemplarisch vorgestellten empirischen Studien auf Basis von mikrostrukturellen Modellansätzen zur Wechselkurserklärung bestätigen diese konzeptionellen Vorbehalte gegenüber der traditionellen makroökonomischen Wechselkursmodellierung eindrucksvoll. Die Tatsache, daß sowohl Erklärungsgehalt als auch Prognosequalität der auf Basis von Mikrostrukturansätzen abgeleiteten ökonometrischen Modelle der Wechselkursentwicklung auch im Hinblick auf die mittel- bis langfristige Wechselkursdynamik, wie die aufgezeigten Kointegrationsbeziehungen zwischen Auftragsfluß und nominalem Wechselkurs belegen, deutlich höher einzuschätzen sind, als in den auf makroökonomischen Aspekten abstellenden Studien, zeigt eindeutig die Relevanz der Berücksichtigung der Mikrostruktur des Devisenmarktes für die ökonomische Analyse des Devisenmarktgeschehens auf.

Dieses Ergebnis kann im Hinblick auf die im Zentrum dieser Arbeit stehende Frage der Effektivität von Devisenmarktintervention somit als mögliche Bestätigung der im vorangegangenen Kapitel postulierten (Arbeits-)Hypothesen angesehen werden, die auf der Annahme basieren, daß die fehlende empirische Evidenz für die Effektivität sterilisierter Devisenmarktintervention in erster Linie auf ein konzept-

<sup>172</sup> So wird eine Wechselkursanpassung am Devisenmarkt z.B. im Dornbuschmodell über die Anpassungen des Geldmarktes, des Arbeitsmarktes, des Gütermarktes und der entsprechenden Preise auf diesen Märkten endogen beschrieben.

tionelles Problem in der Implementierung dieser Konzepte in einem ungeeigneten theoretischen Modellrahmen zurückzuführen ist. Da der Mikrostrukturansatz der Wechselkursentwicklung sowohl in konzeptioneller als auch in empirischer Hinsicht eine vielversprechende modelltheoretische Alternative zu den traditionellen Ansätzen darstellt, lässt sich die Überprüfung dieser Hypothesen über die Einbettung dieser Konzepte in ein mikrostrukturelles Modell vornehmen.

## Kapitel 5

# Analyse von Devisenmarktinterventionen in Mikrostrukturmodellen

Die im vorherigen Kapitel thematisierte mikrostrukturell motivierte Erklärung der Wechselkursentwicklung bietet sowohl in theoretisch konzeptioneller Hinsicht als auch im Hinblick auf ihre empirische Überprüfung neue Möglichkeiten bei der Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen. So erlaubt die mikrostrukturelle Modellierung des Devisenhandels, wie zuvor aufgezeigt, nicht nur eine konzeptionell sinnvollere und empirisch haltbarere Erklärung der Wechselkursentwicklung. Sie bietet gleichzeitig auch die Chance, die Wirkungsweise von Devisenmarktinterventionen direkt auf die Interaktion zwischen der Notenbank und den Devisenhändlern zurückzuführen und damit den im dritten Kapitel angeführten konzeptionellen Problemen der traditionellen Wirkungskanäle in den makroökonomischen Ansätzen modelltheoretisch zu begegnen.

Im Folgenden sollen daher verschiedene Erklärungsansätze für die Wirksamkeit und damit auch die mögliche Effektivität von Devisenmarktinterventionen auf Basis des Mikrostrukturansatzes der Wechselkursentwicklung kategorisiert und kritisch analysiert werden. Diese Analyse folgt dabei in der Vorgehensweise den im dritten Kapitel aufgestellten (Arbeits-) Hypothesen 1-3 in der entsprechenden Reihenfolge.

Ein wesentliches Charakteristikum – insbesondere der empirischen Untersuchungen hinsichtlich der mikrostrukturellen Modellierung des Devisenmarktes – stellt der gerade im Vergleich zu makroökonomischen Ansätzen verhältnismäßig kurze Zeithorizont der Untersuchungen dar. Da ein Großteil der bestehenden Datensätze, wie im vorangegangenen Kapitel erläutert, auf Intradagesdaten zum Auftragsfluß und zur Wechselkursentwicklung basiert und demzufolge nur selten eine Zeitspanne von mehr als einigen Monaten umfaßt, liegt der Fokus sowohl in der theoretischen Konzeption als auch in der empirischen Überprüfung des Mikrostrukturansatzes der Wechselkurserklärung eindeutig auf der (sehr) kurzfristigen Beobachtung dieses Marktes. Eine, wie im Detail auch immer ausgestaltete, Integration der Interventionstätigkeit einer Zentralbank in diese Modellklasse unterliegt folglich denselben zeitlichen Restriktionen des Modellrahmens bzw. der ökonometrischen Analyse. Da die im Zentrum dieser Arbeit stehende Frage der Effektivität von Devisenmarktinterventionen durch die im zweiten Kapitel vorgenommene Begriffsdefinition klar abgegrenzt wurde, stellt sich die entscheidende Frage, welche Mi-

krostrukturmodelle sich theoretisch wie empirisch mit dieser Definition von Effektivität vereinbaren lassen. Entscheidend war in diesem Zusammenhang, daß eine effektive Interventionsmaßnahme, über ihre grundsätzliche Wirksamkeit auf die Wechselkursentwicklung hinaus, zusätzlich sowohl eine von der intervenierenden Notenbank intendierte als auch eine persistente Beeinflussung darstellen sollte.

Die Ausführungen des vorangegangenen Kapitels haben gezeigt, daß der Auftragsfluß die zentrale Variable des Mikrostrukturansatzes darstellt. Dieser wird durch eine Devisenmarktintervention jedoch unmittelbar beeinflußt, da der Kauf oder Verkauf einer Währung durch eine Zentralbank über einen Devisenhändler entweder indirekt den Kundenauftragsfluß oder direkt den Interdealer-Auftragsfluß verändert. Obwohl es in der Regel nicht möglich ist, den entsprechenden Teil der Intervention aus dem Gesamtauftragsfluß herauszufiltern oder gar eindeutig zuzuordnen, wird eine derartige Maßnahme in allen Mikrostrukturmodellen zumindest kurzfristig, nämlich innerhalb eines Handelstages, die Preisbildung am Devisenmarkt beeinflussen. Dieser kurzfristige Effekt der Wechselkursbeeinflussung kann zudem mit den in empirischen Studien zu Mikrostrukturmodellen verwendeten Datensätzen auf Intratagesbasis auch konkret überprüft werden.

Andererseits läßt sich ein solches Vorgehen nur schwerlich mit der, in der Effizienz-Definition ausdrücklich betonten, persistenten Reaktion auf den Wechselkurs vereinbaren. Hieraus folgt, daß eine (wie auch immer geartete) theoretische Ableitung eines Wirkungskanals letztlich auf die Fundamental faktoren des Preisbildungsprozesses am Devisenmarkt gerichtet sein muß.<sup>1</sup> Eine lediglich kurzfristige Beeinflussung des Auftragsflusses zum Zeitpunkt der Intervention kann demnach in diesem Zusammenhang nicht als hinreichendes Kriterium für eine effektive wirtschaftspolitische Maßnahme angesehen werden. Dies impliziert für die empirische Untersuchung eines solchen Modellansatzes jedoch auch, daß eine Preisreaktion am Devisenmarkt über einen längeren Zeitraum beobachtbar sein muß. Obwohl eine konkrete Eingrenzung dieses Zeitraums problematisch ist, kann jedoch mit Sicherheit davon ausgegangen werden, daß die Bedingung der Persistenz in jedem Falle eine Beeinflussung des Wechselkurses über den Tag der Intervention hinaus impliziert. Diese Schlußfolgerung läßt sich alleine schon damit begründen, daß eines der wesentlichen Charakteristika des Devisenhandels die Vermeidung von Übernachtrisiken von Seiten der Devisenhändler darstellt. Insofern wird der direkte Impuls auf den Auftragsfluß am Devisenmarkt infolge einer Interventionsmaßnahme schon allein aus dem Motiv des Nettopositionsausgleichs einen signifikanten Effekt auf die Preisdynamik innerhalb des Handelstages haben. Diese Reaktion ist aber in keinem Fall gleichzusetzen mit der theoretisch intendierten Beeinflussung der fundamentalen Verhaltensstruktur der Devisenmarktteilnehmer.

Im Rahmen empirischer Analysen ergibt sich somit das Problem, daß eine Beeinflussung des Wechselkurses innerhalb eines Handelstages sowohl auf einen (theoretisch abgeleiteten) Wirkungskanal als auch auf die reine Liquiditätswirkung der Intervention zurückzuführen sein kann. Aufgrund dieser Simultanität ist es jedoch

<sup>1</sup> Im Rahmen der Mikrostrukturansätze des Devisenmarktes könnte eine solche fundamentale Beeinflussung z.B. auch darüber erfolgen, daß die Beliefstruktur der Spieler, seien es Marketmaker und/oder Devisenhändler, durch die Interventionsmaßnahme dauerhaft verändert würde.

nicht möglich, eine evtl. Wechselkursbeeinflussung eindeutig dem Wirkungskanal zuzuschreiben, wenn der Zeithorizont der empirischen Untersuchung auf den Tag der Interventionsmaßnahme beschränkt ist. Da der Liquiditätseffekt aus derselben Überlegung bzgl. des Ausgleichs der Nettopositionen zeitlich auf den Tag der Intervention begrenzt ist, kann aber umgekehrt bei einem längeren Zeithorizont der Untersuchung eine eindeutige Zuordnung einer potentiellen Wirkung der Intervention in Bezug auf den Wirkungskanal vorgenommen werden. Hieraus folgt aber, daß eine empirische Überprüfung der Wirksamkeit von Interventionen auf den Wechselkurs auf Grundlage von Intratagesdaten nicht mit der in dieser Arbeit getroffenen Definition der Effektivität einer Interventionsmaßnahme vereinbar ist, da der hierbei evtl. beobachtete Effekt auf die Preisbildung am Devisenmarkt nicht als dauerhaft im Sinne einer sinnvollen Abgrenzung dieses Begriffs gesehen werden kann. Daher verlangt eine zielgerichtete empirische Analyse eines auf mikrostruktureller Basis abgeleiteten Modellansatzes zur Frage der Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen im Folgenden, daß in ihr ein angemessen langer Betrachtungszeitraum im Rahmen der ökonometrischen Schätzung berücksichtigt wird.

## 5.1 Sterilisierte Interventionen im Mikrostrukturansatz

Das Hauptaugenmerk der ökonomischen Forschung in Bezug auf die Effektivität von Devisenmarktinterventionen in den späten 1970er bis in die 1990er Jahre hinein lag – wie im dritten Kapitel ausführlich erläutert – in der Ableitung von Wirkungskanälen bei sterilisierten Devisenmarktinterventionen. In diesem Zusammenhang sind insbesondere zwei Wirkungskanäle theoretisch abgeleitet worden, nämlich der Portfolio-Balance-Kanal und der Signalling-Kanal. Beide Ansätze haben sich jedoch in den empirischen Studien dieser Zeit als wenig haltbar erwiesen. Als Gründe hierfür wurden in Kapitel Drei das empirische Versagen der makroökonomischen Wechselkursmodelle sowie konzeptionelle Schwächen bei der Formulierung der Wirkungskanäle angeführt. Eine erneute Überprüfung der Wirksamkeit dieser Kanäle der Wechselkursbeeinflussung im Rahmen des Mikrostrukturansatzes der Wechselkurserklärung bietet daher in Anlehnung an die in Kapitel Drei postulierte Hypothese 1 die Möglichkeit, die Frage der Wirksamkeit und damit auch der Effektivität von sterilisierten Devisenmarktinterventionen über diese Wirkungskanäle in einem modifizierten Modellansatz zu überprüfen. Die Hoffnung, über die Implementierung einer mikrostrukturellen Modellierung des Devisenmarktes die Wirksamkeit von sterilisierten Devisenmarktinterventionen eher aufzuzeigen als dies in den makroökonomischen Ansätzen der Fall war, wird dabei besonders durch die im vorangegangenen Kapitel aufgezeigten, verbesserten Erklärungs- und Prognoseeigenschaften der auf Basis dieser Modelle aufgestellten ökonometrischen Studien zur Wechselkursentwicklung genährt. Dabei lassen sich – aufbauend auf den im vorherigen Kapitel diskutierten Mikrostrukturmodellen zur Wechselkursentwicklung – die beiden klassischen Wirkungskanäle sterilisierter Devisenmarkt-

interventionen auch konzeptionell (in leicht modifizierter Form) in diesen neuen Modellrahmen integrieren.

### 5.1.1 *Signalling-Kanal*

Die Ableitung des Signalling-Kanals im Rahmen eines mikrostrukturellen Modellsatzes stellt eine der ersten Anwendungen der im vorherigen Kapitel diskutierten, wechselkursorientierten Mikrostrukturmodelle dar. Die theoretische Implementierung dieses Wirkungskanals im Mikrostrukturansatz geht dabei auf Vitale (1999) zurück. Die grundsätzliche Idee des Signalling-Kanals nach Mussa (1981) im Rahmen der erläuterten makroökonomischen Modellsätze bestand darin, daß durch eine in ihrer Geldmengenwirkung neutralisierte Intervention trotzdem Informationen bezüglich der zukünftig zu erwartenden Geldpolitik an die Marktteilnehmer weitergegeben werden. Die allgemeine Überzeugung dabei war, daß eine Intervention zugunsten der ausländischen Währung (heimischen Währung) mit einer zukünftig expansiveren (restriktiveren) Geldpolitik einhergeht. Dieser essentiellen Prämisse stehen allerdings die Ergebnisse einer Reihe von empirischen Studien u.a. von Kaminsky und Lewis (1996) und Fatum und Hutchison (1999) entgegen, die entweder überhaupt keine Signalwirkung sterilisierter Interventionen feststellen konnten oder aber sogar eine entgegengesetzte Wirkung (eine Intervention zugunsten der heimischen Währung signalisiert eine zukünftig restriktivere Geldpolitik und umgekehrt) beobachteten. In Anbetracht der fehlenden empirischen Bestätigung dieser ursprünglichen Signalling-Hypothese, die die Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen über den Signalling-Kanal existentiell in Frage stellt, erweitert Vitale (1999) die potentielle Signalwirkung von sterilisierten Devisenmarktinterventionen dahingehend, daß die Erwartungen der Marktteilnehmer in beide Richtungen beeinflußt werden können. Für eine derartige Erweiterung des Signalling-Kanals spricht aus theoretischer Sicht, daß die bei Mussa (1981) zu grunde liegende Hypothese über die Richtung der Signalwirkung keine belastbare ökonomisch-logische oder empirische Grundlage besitzt, sondern der Wirkungskanal des Signalling-Effektes in Analogie zu den bestehenden monetären Transmissionsprozessen konzipiert wurde. Tatsächlich wird weder von Mussa (1981) selbst noch innerhalb der darauf aufbauenden theoretischen Modellsätze zur Wirkung des Signalling-Kanals der Erwartungsbildungsprozeß der Wirtschaftssubjekte endogenisiert.<sup>2</sup> Es ist jedoch gerade diese Erwartungsbildung, die im Rahmen der zuvor aufgezeigten Mikrostrukturmodelle über die Ableitung eines BNE bzw. PBE in Form der zugehörigen Beliefstruktur essentieller Bestandteil der Analyse ist. Insofern erscheint eine Überprüfung des Signalling-Kanals im Mikrostrukturansatz, vor dem Hintergrund von Hypothese 1, nicht nur konzeptionell vielversprechender zu sein als die Untersuchung dieses Wirkungskanals sterilisierter Devisenmarktinter-

<sup>2</sup> Vgl. hierzu die Ausführungen im dritten Kapitel. Insbesondere der dort thematisierte logische Widerspruch der Wirkung des Signalling-Kanals in Bezug auf die gleichzeitig unterstellte rationale Erwartungsbildung wäre durch ein solches Vorgehen aufzulösen.

ventionen im Rahmen makroökonomischer Modellansätze, sondern bietet gleichzeitig die Chance, die Art und Weise der Signalwirkung einer Intervention auf die maßgeblichen Devisenmarktteilnehmer genauer zu analysieren.

### 5.1.1.1 Theoretische Konzeption

Als Ausgangspunkt der theoretischen Ableitung des Signalling-Kanals dient Vitale (1999) das Kyle-Modell in der einfachen One-Shot-Game-Variante. Die Wahl ausgerechnet dieses Mikrostrukturansatzes ist insofern bemerkenswert, weil die in diesem Modellrahmen unterstellte Marktstruktur allenfalls bedingt die Gegebenheiten des Devisenhandels widerspiegelt. Wie ausführlich im vorangegangenen Kapitel erläutert, entspricht die Handelsstruktur im Kyle-Modell am ehesten der eines zentralisierten Bond- oder Aktienmarktes bzw. dem brokergestützten Interdealer-Handel und somit bestenfalls einem Teilbereich des Devisenhandels. Die von Vitale selbst vorgebrachte (und oft zitierte) ökonomische Rechtfertigung hierfür, daß die im Kyle-Modell immanente Intransparenz des Handelsprozesses insbesondere auf den Devisenmarkt zutrifft, greift dabei eindeutig zu kurz, denn diese Intransparenz ist auch Bestandteil aller drei anderen zuvor diskutierten Mikrostrukturmodelle zur Wechselkurserklärung. Dennoch kann, neben der ebenfalls angeführten und nicht bestreitbaren konzeptionellen Eleganz des Modells im Hinblick auf dessen algebraische Umsetzbarkeit und ökonomische Interpretierbarkeit, die Verwendung des Kyle-Modells dadurch gerechtfertigt werden, daß der brokergestützte Interdealer-Handel einen maßgeblichen Anteil am Gesamtvolumen des Devisenhandels ausmacht.<sup>3</sup> Die Beschränkung auf die One-Shot-Variante des Spiels erscheint dagegen weniger problematisch, da die in Kyle (1985) diskutierte Wiederholung des Spiels im diskreten Zeitablauf in erster Linie für die Analyse der allgemeinen Preisdynamik von Bedeutung war. Diese ist jedoch für die Ableitung eines Signalling-Kanals sterilisierter Devisenmarktinterventionen weniger relevant, da hier das Hauptaugenmerk der Untersuchung auf der unmittelbaren Informationswirkung einer solchen Maßnahme für den Marketmaker liegt. Ungeachtet dessen wäre eine dynamische Variante des Modells gerade im Hinblick auf die in der Effizienz-Definition so bedeutsame Wirkungspersistenz einer Devisenmarktintervention ohne Zweifel wünschenswert.<sup>4</sup> Das Prinzip der Wirkung des Signalling-Kanals wird gleichwohl in einer isolierten Betrachtung des One-Shot-Games deutlicher als in einem dynamischen Kontext, in dem andere Aspekte diesen Effekt überlagern könnten, wodurch die gewählte Modellierung zumindest in dieser Hinsicht als angemessen betrachtet werden kann.

<sup>3</sup> Der indirekte Interdealer-Handel über computergestützte Brokersysteme macht gemäß (BIS (2010), S.16) ca. 19 Prozent des Gesamtumsatzes aus und stellt nach den direkten Interdealer-Plattformen das umsatztechnisch zweitgrößte Marktsegment dar. Zusammen mit den herkömmlichen Voice-Brokersystemen hat dann der Brokerhandel ca. einen 35-prozentigen Marktanteil.

<sup>4</sup> Tatsächlich wird dies auch in einer Workingpaper-Variante dieses Ansatzes noch thematisiert.

Analog zum Kyle-Modell werden von Vitale (1999) zwei strategische Spieler betrachtet, wobei der informierte Händler in diesem Falle die intervenierende Zentralbank darstellt und der Marketmaker mit einem (Marktmacht besitzenden) Devisenhändler gleichzusetzen ist. Letzterer wird aber wie bei Kyle (1985) als risiko-neutraler Akteur in einem Bertrand-Marktumfeld charakterisiert, so daß er einen erwarteten Gewinn von Null erzielt.<sup>5</sup> Die Zentralbank gibt wie der informierte Händler zunächst eine Mengenquotierung  $\tilde{x}$  ab, die einem Ankauf bei  $\tilde{x} > 0$  bzw. einem Verkauf bei  $\tilde{x} < 0$  von ausländischer Währung entspricht.

Der Marketmaker wiederum setzt daraufhin eine Preisquotierung (ohne Spread) fest, nachdem er den Gesamtauftragsfluß  $\tilde{y} = \tilde{x} + \tilde{v}$  im Markt beobachtet hat, wobei er die jeweilige Gegenposition dieses Gesamtauftragsflusses aus seinem eigenen Bestand an ausländischen und inländischen Aktiva einnimmt, um den Markt zu bereinigen. Der Auftragsfluß stellt somit für den Marketmaker ein über die zufällige Nettonachfrage der anderen Händler  $\tilde{v}$  verzerrtes Signal der Interventionstätigkeit der Zentralbank dar. Das zentrale Element der strategischen Interaktion, nicht nur im ursprünglichen Kyle-Modell sondern auch in dieser Variante, stellt die Informationsstruktur bezüglich des Fundamentalwerts des unsicheren Assets bzw. des Wechselkurses dar. Auch bei Vitale (1999) verfügt die Zentralbank als informierter Händler über private Informationen bezüglich des fundamentalen Wechselkurses, kann also dessen Realisation exakt beobachten, während der Marketmaker, respektive Devisenmarktbroker, lediglich dessen Verteilungsfunktion  $\tilde{F} \sim N(e_o, \varepsilon_0)$  kennt. Erst hieraus ergibt sich in Verbindung mit der unterstellten sequentiellen Spielstruktur die Rolle des Gesamtauftragsflusses als verzerrtes Signal über die Realisation des Fundamentalwertes.<sup>6</sup> Der entscheidende Unterschied zwischen der Modellierung von Kyle (1985) und der von Vitale (1999) besteht jedoch in der Formulierung der Objektfunktion des informierten Händlers in Gestalt der intervenierenden Zentralbank. Diese stellt sich wie folgt dar:

$$\max_x E[\Pi_{ZB} | \Omega_{ZB}] = E[(f - e^*) \cdot x - q \cdot (e^* - \bar{e})^2 | \Omega_{ZB}] \quad (5.1)$$

Dabei entspricht  $f$  dem Fundamentalwechselkurs und  $e^*$  dem vom Marketmaker tatsächlich festgelegten Wechselkurs in der zweiten Spielstufe. Gegenüber dem Maximierungskalkül eines informierten Händlers im Kyle-Modell unterstellt Vitale (1999) somit, daß die Zentralbank neben der in beiden Ansätzen identischen Gewinnerzielungspräferenz, ausgedrückt durch den ersten Term der Gleichung, durch ihre Transaktion auch ein Wechselkursziel verfolgt, dessen Verfehlung mit einem Nutzenverlust über den quadratischen zweiten Term in die Gleichung eingeht.<sup>7</sup>

<sup>5</sup> Diese Annahme ist sicherlich vor dem Hintergrund der Praxis des Devisenhandels in der Realität nicht haltbar, aus mathematischer Sicht für die Ableitung eines Gleichgewichts jedoch essentiell.

<sup>6</sup> Vgl. hierzu die Darstellung in Kapitel Vier.

<sup>7</sup> Tatsächlich wird bei Vitale (1999) obige Gleichung als Verlustfunktion dargestellt, so daß die Nutzenfunktion mit  $-1$  multipliziert wird und das Optimierungskalkül eine Minimierung der so umgewandelten Funktion verlangt. Obwohl dieses Vorgehen mathematisch dasselbe Problem darstellt, erscheint die hier verwendete Version der Nutzenmaximierung im Kontext des Gesamtmodells wesentlich plausibler, da das Verhalten des Marketmakers auch bei Vitale (1999) grundsätzlich einem Maximierungskalkül entspringt.

Erwähnenswert ist im Zusammenhang mit Gleichung (5.1) zunächst einmal, daß das Wechselkursziel  $\bar{e}$  eine diskretionäre Entscheidungsvariable der Zentralbank darstellt. Hierbei wird aber theoretisch keine Beschränkung hinsichtlich der Ausprägung dieser Variablen vorgenommen. Auch ist der Begriff Wechselkursziel im Zusammenhang dieses Modellansatzes dahingehend abzugrenzen, daß hierdurch keine abstrakte Zielsetzung der Wechselkursbeeinflussung z.B. im Sinne einer Misalignmentbekämpfung, etwa in Form von  $\bar{e} = f$ , begründet wird. Stattdessen drückt  $\bar{e}$  eine aus Sicht der Zentralbank optimale konkrete Ausprägung des nominalen Wechselkurses zur Erreichung ihrer allgemeinen wirtschaftspolitischen Ziele aus. Die Ableitung dieses Wechselkurses könnte dabei z.B. in Form einer internen Analyse der makroökonomischen Gesamtentwicklung durch die Zentralbank erfolgen. Vor dem Hintergrund der allgemeinen Zielvorgaben der Zentralbank, wie z.B. der Geldwert- und/oder der Konjunkturstabilisierung, stellt dann  $\bar{e}$  denjenigen Wechselkurs dar, bei dem die Zentralbank diese Aufgaben am besten erfüllen kann. Da jedoch die tatsächlichen wirtschaftspolitischen Ziele der Zentralbank – zumindest im Rahmen dieses Modellansatzes – nicht thematisiert werden, kann sinnvollerweise auch keine Einschränkung hinsichtlich der Ausprägung von  $\bar{e}$  vorgenommen werden.<sup>8</sup> Dennoch ist zu erwarten, daß eine Zentralbank mit hauptsächlich konjunkturpolitischer Zielsetzung typischerweise ein Wechselkursziel  $\bar{e} > f$  anstrebt.<sup>9</sup>

Von entscheidender ökonomischer Bedeutung ist ferner die Ausprägung des Gewichtungsparameter  $q \in \mathbb{R}^+$ . Dieser gibt die grundsätzliche Relevanz des Wechselkursziels der Zentralbank bei der Durchführung einer Interventionsmaßnahme an. Für eine hohe Ausprägung von  $q$  rückt der Gewinnerzielungsaspekt einer Interventionsmaßnahme relativ gegenüber der Wechselkurstabilisierung in den Hintergrund, so daß das Hauptaugenmerk bei einer Intervention die Beeinflussung des Wechselkurses in Richtung von  $\bar{e}$  ist, also im Extremfall  $q \rightarrow \infty$  eine ausschließliche Ausrichtung am Wechselkursziel erfolgt. Andererseits impliziert diese Nutzenfunktion für jedes andere  $q$ , daß eine Zentralbank zumindest in gewissem Umfang Interventionsmaßnahmen auch zur Erzielung von Spekulationsgewinnen nutzt. Ein Spekulationsgewinn für die Zentralbank ergibt sich genau dann, wenn der Ankauf (Verkauf) von Fremdwährung zu einem niedrigeren (höheren) Wechselkurs in Preisnotierung aus inländischer Sicht erfolgt, als der der Zentralbank bekannte tatsächliche fundamentale Wechselkurs  $f$ .<sup>10</sup> Die Berücksichtigung eines Spekulationsmotivs der Zentralbank im Hinblick auf die Durchführung von Devisenmarkinterventionen bedarf jedoch einer weiteren Erläuterung, da die Gewinnerzielung in der Regel (wenn überhaupt) nur ein untergeordnetes Ziel für eine öffentliche Institution wie die Zentralbank darstellt. Nichtsdestotrotz sind auch Notenbanken (genau wie Geschäftsbanken) dazu verpflichtet, ihre realisierten Überschüsse bzw. Defizite

<sup>8</sup> In einer Variante dieses Modellansatzes von Vitale (2003) wird der geldpolitische Aspekt bei der Formulierung des Wechselkursziels (zumindest ansatzweise) mitberücksichtigt.

<sup>9</sup> Die Begründung hierfür ist, daß eine unterbewertete Währung c.p. eine bessere konjunkturelle Entwicklung der heimischen Volkswirtschaft impliziert.

<sup>10</sup> Der Gewinn ergibt sich dann im Zeitablauf über die zu erwartende Aufwertung der unterbewerteten Währung und die damit verbundene Wertsteigerung des Bestands an in dieser Währung fakturierten Assets bei der Zentralbank.

aus dem operativen Geschäft am Ende des Geschäftsjahres zu ermitteln und ggf. an die Staatskasse abzuführen (oder im Falle eines Verlustes diese aus dem Staatshaushalt auszugleichen). Vor diesem Hintergrund argumentiert Vitale (1999), daß eine Zentralbank durchaus auch einen ökonomisch plausiblen Anreiz besitzen könnte über ihre Devisenmarktoperationen Überschüsse zu generieren, wenn sie mit einem entsprechenden wirtschaftspolitischen Auftrag hierzu ausgestattet ist.<sup>11</sup> In Anbetracht der Tatsache, daß in vielen Staatshaushalten (nicht zuletzt auch in dem der BRD) fest mit den Erträgen aus der operativen Tätigkeit der eigenen Notenbank kalkuliert wird, stellt dies zumindest keine vollkommen abwegige Vorstellung dar.<sup>12</sup> Die implizite Voraussetzung für eine Berücksichtigung dieses Aspekts in einer Objektfunktion ist aber, daß die Zentralbank im Falle einer Verfehlung (Übertreffung) eines bestimmten Überschüßziels in irgendeiner Form auch negativ (positiv) sanktioniert wird. Da, wie auch schon für die Formulierung des Wechselkursziels, die wirtschaftspolitischen Hintergründe im Modell unberücksichtigt bleiben, kann demnach ein Gewinnerzielungsmotiv der Zentralbank nicht theoretisch ausgeschlossen werden und wird konsequenterweise im Modellrahmen von Vitale (1999) in Analogie zum Ursprungsmodell von Kyle (1985) mit implementiert.

Grundsätzlich werden im Modell sowohl die Nutzenfunktion als auch die Ausprägung des konstanten Gewichtungsparameters  $q$  als „common knowledge“ angenommen, während sowohl die Realisation des Fundamentalwechselkurses  $f$  als auch des Wechselkursziels  $\bar{e}$  private Informationen der Zentralbank darstellen. Allerdings ist es ihr möglich, zumindest ihr Wechselkursziel  $\bar{e}$  vor Durchführung der Intervention öffentlich bekannt zu machen. Die Veröffentlichung des Wechselkursziels stellt somit in diesem Modellrahmen einen zusätzlichen Entscheidungsparameter dar, der separat analysiert werden kann.<sup>13</sup> Dabei wird eine Interventionsmaßnahme, bei der die Zentralbank kein Wechselkursziel  $\bar{e}$  bekannt gibt, als eine „geheime Intervention“ bezeichnet. Im Allgemeinen wird der Begriff „geheime Devisenmarktintervention“ dahingehend verstanden, daß die Interventionsmaßnahme selbst von der ausführenden Zentralbank verschleiert wird, so daß weder die Öffentlichkeit noch die Devisenhändler um das Auftreten der Zentralbank im Devisenhandel, zumindest zum Zeitpunkt ihrer Durchführung, wissen.<sup>14</sup> Im Unterschied dazu sind sich die Marktteilnehmer und insbesondere der Marketmaker bei Vitale (1999) durchaus bewußt, daß die Zentralbank am Devisenmarkt operiert, denn die Zentralbank ist der einzige Marktakteur, der über private Informationen bezüglich des Fundamentalwechselkurses verfügt, was bekanntlich die informationstheoreti-

<sup>11</sup> Genauer gesagt argumentiert Vitale (1999) über die Vermeidung von Kosten, da er die Objektfunktion als Verlustfunktion konzipiert hat

<sup>12</sup> Eine wirtschaftspolitisch plausiblere Interpretation des ersten Terms der Objektfunktion der Zentralbank, die aber nicht vollständig mit dem Modell von Vitale (1999) kompatibel ist – und deswegen auch von diesem nicht vorgebracht wird – wird am Ende dieses Abschnitts diskutiert.

<sup>13</sup> Tatsächlich steht dieser Aspekt sogar im Vordergrund der Analyse von Vitale (1999).

<sup>14</sup> Zu den Zentralbanken, die in jüngerer Vergangenheit am Devisenmarkt operierten ohne diese Maßnahmen öffentlich zu machen, gehört u.a. die SNB. Dabei wird aber auch eine geheime Interventionsmaßnahme mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung über die Veröffentlichungspflicht der Notenbanken in ihren Bilanzberichten sichtbar.

sche Grundlage des gesamten Modellrahmens bildet. „Geheim“ ist in diesem Zusammenhang lediglich die Intention der Zentralbank, so daß eine geheime Devisenmarktintervention im Vitale-Modell eine andere Dimension besitzt als der Begriff auf den ersten Blick suggeriert. Die Geheimhaltung des Wechselkursziels stellt somit nur einen weiteren Unsicherheitsfaktor aus Sicht des Marketmakers bei der Ableitung seiner optimalen Preissetzungsstrategie dar.

Diese Preissetzungsstrategie wiederum muß, wie im ursprünglichen Kyle-Modell, aufgrund der getätigten Annahmen die Bedingung der (semi-starken) Informationseffizienz erfüllen, so daß

$$e^* = E[\tilde{F}|\Omega_{MM}] \quad (5.2)$$

gelten muß. Die Informationsmenge des Marketmakers  $\Omega_{MM}$  entspricht dabei den öffentlich verfügbaren Informationen zum Zeitpunkt der Preisquotierung, die insbesondere die Realisation des Gesamtauftragsflusses  $y$  einschließen. Das Maximierungsproblem des Devisenhändlers ist somit identisch mit dem des Marketmakers im Kyle-Modell, so daß der optimale Wechselkurs so gewählt wird, daß der erwartete Gewinn einer Transaktion unter Berücksichtigung der Informationsmenge  $\Omega_{MM}$  genau Null beträgt. Für die Ableitung eines Nash-Gleichgewichts in diesem erweiterten Kyle-Modell wird wiederum von einer linearen Struktur der Entscheidungsstrategien der beiden Spieler ausgegangen, d.h., der für die jeweilige Nutzenfunktion eines jeden Spielers relevante Aktionsparameter des anderen Spielers geht linear in die Optimierungsstrategie über den eigenen Aktionsparameter mit ein, so daß  $x^*$  eine lineare Funktion von  $e^*$  und  $e^*$  eine lineare Funktion von  $x^*$  darstellt. Für den Devisenhändler ergibt sich allerdings das Problem, daß er weder die Höhe der Intervention der Zentralbank  $x^*$  noch den für sein Optimierungskalkül entscheidenden Parameter  $f$ , also die Realisation des Fundamentalwertes, direkt beobachten kann, sondern gezwungen ist, aus dem Gesamtauftragsfluß über die Strategiebildung der Zentralbank auf diesen Fundamentalwert zu schließen. Der beobachtete Auftragsfluß stellt somit für den Devisenhändler das Signal dar, aus welchem er die Information bezüglich des Fundamentalwechselkurses herausfiltern muß. Mathematisch ausgedrückt entspricht die Optimalitätsbedingung in diesem Fall:

$$e^* = E[\tilde{F}|\Omega_{MM}] = E[\tilde{F}|\tilde{y} = y] \quad (5.3)$$

Zu beachten ist hierbei, daß der Gesamtauftragsfluß aus Sicht des Devisenhändlers auch eine Zufallsvariable, ausgedrückt durch  $\tilde{y}$ , darstellt. Dies folgt bereits aus der Definition  $y \equiv x^* + \varepsilon$ , da der Noise-Trader-Handel  $\varepsilon$  durch eine Zufallsvariable beschrieben wird. Relevant für das Optimierungskalkül des Devisenhändlers ist jedoch die Information über  $f$  im beobachteten  $y$ , die letztlich in der Interventionshöhe  $x^*$  verborgen ist.

An dieser Stelle zeigt sich das Prinzip des Signalling-Kanals einer Devisenmarktintervention im Rahmen dieses mikrostrukturellen Modellansatzes, denn die Interventionsmenge  $x^*$  enthält Informationen über die Fundamentalwertentwicklung des Wechselkurses, die die Marktteilnehmer (in diesem Fall der als Marketmaker operierende Devisenhändler) nutzen, um den Wechselkurs tatsächlich in diese Richtung anzupassen. Im Gegensatz zur traditionellen Definition des Signalling-Kanals

ist die Beeinflussung der Erwartungsbildung jedoch nicht an die zukünftige Geldpolitik der Zentralbank gekoppelt, wodurch ein wesentliches Problem der Mussa-Definition umgangen wird. Der Informationsgehalt der Intervention wird vielmehr daran festgemacht, daß die Zentralbank grundsätzlich besser über die Entwicklung des Fundamentalwechselkurses informiert ist und diese Information über die Gewinnerzielungskomponente in ihrer Nutzenfunktion an die Marktteilnehmer weitergibt. Inwieweit diese Wechselkursbeeinflussung durch eine Intervention möglich ist und unter welchen Bedingungen der Effekt auf die Wechselkursdynamik am größten ist, geht aus der Ableitung eines linearen Nash-Gleichgewichts hervor. Den Ausgangspunkt dieser Beweisführung bilden dabei neben den Anreizbedingungen in Gleichung (5.1) und (5.3) die Annahme der linearen Struktur der jeweiligen optimalen Strategien der beiden Spieler. Ausgehend von dem Fall, daß der Marketmaker nicht über das konkrete Wechselkursziel  $\bar{e}$  der Zentralbank informiert ist sondern lediglich dessen Verteilung mit  $\bar{e} \sim N(\bar{e}_0, \sigma_{\bar{e}}^2)$  kennt, wird zunächst angenommen, daß der Marketmaker/Devisenhändler erwartet, daß die Zentralbank ihre Interventionshöhe nach folgender Regel festlegt:

$$x^* = \beta(f - e_0) + \gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0) + \theta \cdot (\bar{e} - \bar{e}_0) \quad (5.4)$$

Die Zentralbank wiederum erwartet eine Preissetzungsstrategie des Devisenhändlers mit folgender Struktur:

$$e^* = E[\tilde{F}|\tilde{y} = y] = e_o + \lambda \cdot (x^* + \varepsilon + h(\bar{e}_0 - e_0)) \equiv e(x) \quad (5.5)$$

Das Ziel bei der Ableitung eines Nash-Gleichgewichts besteht darin aufzuzeigen, daß für die jeweiligen Beliefstrukturen der beiden Spieler ihre optimalen Strategien tatsächlich gegenseitig mit der unterstellten linearen Struktur zu vereinbaren sind. D.h., daß sich aus den Anreizbedingungen unter der vom jeweils anderen Spieler erwarteten optimalen Strategie eine optimale Antwort ergibt, die der in (5.4) und (5.5) gegebenen Struktur entspricht, wobei für die Parameter  $\beta, \gamma, \theta, \lambda, h \in \mathbb{R}$  eine eindeutige Lösung existiert. Dies entspricht dem Prinzip der Lösung durch Vorwärtsinduktion, das u.a. bereits im dritten Kapitel im Rahmen der Herleitung des Interdealer-Modells erläutert wurde. Der erste Schritt hierzu ist das Einsetzen der Gleichung (5.5) in die Objektfunktion der Zentralbank für den Wechselkurs  $e^*$ .

$$\max_x E[(f - e^*) \cdot x - q \cdot (e^* - \bar{e})^2 | \Omega_{ZB}] = E[(f - e(x)) - q(e(x) - \bar{e})^2] \quad (5.6)$$

Die B.E.O. dieses Problems unter Berücksichtigung der Regeln für den Erwartungswertoperator und unter der gegebenen Informationsstruktur lautet dann wie folgt:

$$f - e_0 - 2\lambda x - \lambda E[\varepsilon] + \lambda h(\bar{e}_0 - e_0) - 2q\lambda E[e(x)] + 2q\lambda\bar{e} = 0 \quad (5.7)$$

Durch Einsetzen der erwarteten Strategie des Marketmakers für  $e(x)$  gemäß Gleichung (5.5) kann unter zusätzlicher Berücksichtigung von  $E[\varepsilon] = 0$  dieser Ausdruck nach der Interventionshöhe  $x$  aufgelöst werden zu:

$$f - e_0 - \lambda h\bar{e}_0 - \lambda h e_0 - 2\lambda q e_0 + 2\lambda^2 q h \bar{e}_0 - 2\lambda^2 q h e_0 + 2q\lambda \bar{e} = 2\lambda(1 + \lambda q) \cdot x^* \quad (5.8)$$

Ziel des Beweises ist es zu zeigen, daß die optimale Interventionshöhe  $x^*$  tatsächlich eine Struktur gemäß Gleichung (5.4) aufweist. Hierzu müssen auf der linken Seite der Gleichung die Terme jeweils nach  $(f - e_0)$ ,  $(\bar{e}_0 - e_0)$  sowie  $(\bar{e} - \bar{e}_0)$  zusammengefaßt werden. Durch eine Erweiterung um  $2\lambda q \bar{e}_0 - 2\lambda q \bar{e}_0$  auf der linken Seite der Gleichung ergibt sich dann:

$$x^* = \frac{1}{2\lambda(1 + \lambda q)}(f - e_0) + \frac{\lambda h + 2\lambda^2 q h + 2q\lambda}{2\lambda(1 + \lambda q)} \cdot (\bar{e}_0 - e_0) + \frac{2q\lambda}{2\lambda(1 + \lambda q)} \cdot (\bar{e} - \bar{e}_0) \quad (5.9)$$

Gleichung (5.9) zeigt, daß die optimale Interventionsstrategie in der Tat die gesuchte Struktur aufweist, wobei  $\beta = \frac{1}{2\lambda(1 + \lambda q)}$ ,  $\gamma = \frac{\lambda h + 2\lambda^2 q h + 2q\lambda}{2\lambda(1 + \lambda q)}$  und  $\theta = \frac{2q\lambda}{2\lambda(1 + \lambda q)}$  gegeben sind. Voraussetzung hierfür ist jedoch zusätzlich, daß die so abgeleitete Strategie auch wirklich ein absolutes Maximum darstellt, was der Fall ist, wenn die B.Z.O. erfüllt ist:

$$-2\lambda - 2q\lambda^2 < 0 \Leftrightarrow 2\lambda \cdot (1 + q\lambda) > 0 \quad (5.10)$$

Die B.Z.O. ist demnach immer dann erfüllt, wenn  $\lambda$  und  $q$  positiv sind, was eine ökonomisch sinnvolle Interpretation dieser beiden Parameter erlaubt.<sup>15</sup> Unter dieser Voraussetzung ist zumindest der erste Teil des Beweises erbracht. Er zeigt die Vereinbarkeit der angenommenen Linearität der Strategiestruktur der Zentralbank mit der unterstellten Erwartungsbildung des Marketmakers. Im zweiten Teil des Beweises muß ferner gezeigt werden, daß auch der Devisenhändler eine optimale Strategie  $e^*$  wählt, die im ersten Teil des Beweises bereits genutzte Struktur gemäß Gleichung (5.5) aufweist. Genau genommen handelt es sich bei der Objektfunktion des Devisenhändlers jedoch nicht um ein Maximierungsproblem im engeren Sinne, da die Annahmen des Modells eine Nullgewinnbedingung implizierten. Vielmehr erfolgt die Ableitung der Strategie über den zweiten Teil der Gleichung (5.2), also die bedingte Erwartungsbildung bezüglich des Fundamentalwechselkurses. Das Problem für den Marketmaker besteht letztlich darin, den Fundamentalwechselkurs so gut wie möglich abzuschätzen, um so seinen „Gewinn“ zu maximieren. Wie bereits bei der Herleitung des Glosten-Milgrom-Modells im vorangegangenen Kapitel erläutert, ist das Optimum für den Marketmaker eine Festlegung des Wechselkurses  $e^*$ , so daß er diese Preisquotierung ex ante nicht bedauert.<sup>16</sup> Da seine Informationsmenge zum Zeitpunkt der Preisquotierung neben den allgemein bekannten Verteilungsannahmen über  $\tilde{F}$  auch die Realisation des Gesamtauftragsflusses  $y$  umfaßt, ist sein Optimierungsproblem gleichbedeutend mit der informationseffizienten Anpassung seiner Erwartungen bezüglich der tatsächlichen Realisation des Funda-

<sup>15</sup> Theoretisch wäre die Bedingung auch über ein negatives  $\lambda$  zu erfüllen, solange  $q$  positiv ist. Tatsächlich kann im weiteren Verlauf des Beweises aufgezeigt werden, daß nur ein positives  $\lambda$  und damit auch ein positives  $q$  mit einem Nash-Gleichgewicht vereinbar sind.

<sup>16</sup> Dies ergab sich aus der Anreizbedingung für die Ableitung eines BNE.

mentalwechselkurses  $f$ , der von der Zentralbank im Vorfeld ihrer Interventionsmaßnahme exakt beobachtet wird. Technisch ausgedrückt handelt es sich dabei um ein Signal-Filterungsproblem bezüglich einer normalverteilten Zufallsvariablen  $\tilde{F}$ , wobei das Signal  $\tilde{y}$  ebenfalls über eine normalverteilte Zufallsvariable gestört wird.<sup>17</sup> Allgemein kann ein solches Problem über den sog. Projektionssatz für zwei normalverteilte Zufallsvariablen  $X$  und  $Y$  und die beobachtete Realisation  $Y_0$  des Signals wie folgt gelöst werden:<sup>18</sup>

$$E[X|Y = Y_0] = E[X] + \frac{Cov(X, Y)}{Var(Y)} \cdot (Y_0 - E[Y]) \quad (5.11)$$

Wird dies nun auf die Anreizbedingung des Marketmakers angewandt, dann ergibt sich:

$$E[\tilde{F}|\tilde{y} = y] = e_0 + \frac{Cov(\tilde{F}, \tilde{y})}{Var(\tilde{y})} \cdot (y - E[\tilde{y}]) \quad (5.12)$$

Da in dieser Darstellung nur die unbedingten Momente der Zufallsvariablen berücksichtigt werden, kann durch Einsetzen und Auflösen der entsprechenden Gleichungen über die Modellannahmen eine eindeutige Lösung abgeleitet werden. Dabei ist die Realisation des Auftragsflusses über  $y \equiv x^* + \varepsilon_0$  gegeben, so daß der unbedingte Erwartungswert des Auftragsflusses unter Berücksichtigung der erwarteten Strategie der Zentralbank aus Sicht des Marketmakers wie folgt aussieht:

$$E[\tilde{y}] = E[x^* + \varepsilon_0] = E[\beta(f - e_0) + \gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0) + \theta \cdot (\bar{e} - \bar{e}_0) + \varepsilon_0] \quad (5.13)$$

Unter Ausnutzung der gegenseitigen Unabhängigkeit der einzelnen in Gleichung (5.13) enthaltenen Zufallsvariablen ergibt dies:

$$\beta E[(f - e_0)] + \gamma E[(\bar{e}_0 - e_0)] + \theta E[(\bar{e} - \bar{e}_0)] + E[\varepsilon_0] = \gamma(\bar{e}_0 - e_0) \quad (5.14)$$

Für die Kovarianz zwischen  $\tilde{F}$  und  $\tilde{y}$  ergibt sich demnach:

$$Cov(\tilde{F}, \tilde{y}) = E[(\tilde{F} - E[\tilde{F}]) \cdot (\tilde{y} - E[\tilde{y}])] \quad (5.15)$$

<sup>17</sup> Die Normalverteilung von  $\tilde{y}$  ergibt sich aus der Normalverteilung von  $\varepsilon$  und  $\tilde{e}$ , die gleichzeitig voneinander unabhängig sind. Da eine Linearkombination einer normalverteilten Zufallsvariablen ebenfalls normalverteilt ist, folgt auch die Normalverteilungsannahme für  $\tilde{y}$ .

<sup>18</sup> Diese Definition findet sich u.a. bei (Brunnermeier (2001), S.12f). Die Signalfilterungsregel für normalverteilte Zufallsvariablen stellt einen Spezialfall des erheblich komplexeren allgemeinen Projektionstheorems dar. Letzteres wird in jedem weiterführenden Stochastiklehrbuch thematisiert.

Durch Einsetzen und Umformen gelangt man zu:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\tilde{F}, \tilde{y}) &= E[\beta \cdot (\tilde{F} - E[\tilde{F}]) \cdot (\tilde{F} - E[\tilde{F}]) + \varepsilon \cdot (\tilde{F} - E[\tilde{F}])] \\ &= \beta \cdot \text{Var}(\tilde{F}) = \beta \sigma_f^2 \end{aligned} \quad (5.16)$$

Abschließend sei die Varianz von  $\tilde{y}$  definiert als:

$$\text{Var}(\tilde{y}) = \text{Var}(\beta(f - e_0) + \gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0) + \theta \cdot (\bar{e} - \bar{e}_0) + \varepsilon) \quad (5.17)$$

Hier kann wieder die Unabhängigkeit der einzelnen Zufallsvariablen ausgenutzt werden. Voraussetzung dafür ist, daß die Intervention selbst keine Rückwirkungen auf die Verteilung des Fundamentalwechselkurses hat. Da eine solche Annahme nur für sterilisierte Devisenmarktinterventionen aufrechtzuerhalten ist, wird somit gleichzeitig innerhalb des Modellrahmens die Art der Intervention vorgegeben. Daraus ergibt sich:

$$\text{Var}(\beta \cdot \tilde{F}) + \text{Var}(\theta \cdot \tilde{e}) + \text{Var}(\varepsilon) = \beta^2 \sigma_f^2 + \theta^2 \sigma_e^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (5.18)$$

Faßt man die Ergebnisse aus den Gleichungen (5.14), (5.16) und (5.18) zusammen und setzt sie in die Ausgangsgleichung (5.12) ein, so ergibt sich:

$$E[\tilde{F} | \tilde{y} = y] = e_0 + \frac{\beta \sigma_f^2}{\beta^2 \sigma_f^2 + \theta^2 \sigma_e^2 + \sigma_\varepsilon^2} \cdot (\beta(f - e_0) + \gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0) + \varepsilon) = e^* \quad (5.19)$$

Gleichung (5.19) offenbart, daß die optimale Strategie des Devisenhändlers unter Berücksichtigung der Strategie der Zentralbank mit der Erwartungsannahme der Zentralbank aus Gleichung (5.5) kompatibel ist, woraus folgt, daß

$$\lambda = \frac{\beta \sigma_f^2}{\beta^2 \sigma_f^2 + \theta^2 \sigma_e^2 + \sigma_\varepsilon^2} \quad (5.20)$$

ist. Damit konnte gezeigt werden, daß beide linearen Strategieprofile die Voraussetzungen eines Nash-Gleichgewichts erfüllen, da sie unter Berücksichtigung der rationalen Erwartungsbildung beider Spieler eine gegenseitig beste Antwort-Strategie darstellen. Zum Abschluß des Beweises fehlt jedoch noch die Überprüfung der Eindeutigkeit der im Modell abgeleiteten Parameter sowie deren Vereinbarkeit mit den Annahmen der Nutzenmaximierung für beide Spieler. Hierzu muß zum einen gelten, daß der erwartete Parameter  $h$  der Zentralbank aus Gleichung (5.5) dem abgeleiteten optimalen Parameter des Marketmakers in (5.19) entspricht, also  $h = \gamma$ . Hieraus folgt überdies:

$$\gamma = \frac{\lambda h + 2\lambda^2 qh + 2q\lambda}{2\lambda(1 + \lambda q)} = h \Leftrightarrow \gamma = 2q \quad (5.21)$$

Bedeutend komplizierter ist jedoch die Auflösung von Gleichung (5.20) nach  $\lambda$ . Hier stellen sowohl der Parameter  $\beta$  also die Intensität, mit der die Zentralbank ihre Interventionshöhe in Abhängigkeit von ihrer Gewinnerzielungspräferenz wählt, als auch der Parameter  $\theta$  implizite Funktionen von  $\lambda$  dar. Demzufolge wird Gleichung (5.20) nach Einsetzen der entsprechenden Ausdrücke für die beiden Parameter auf der rechten Seite als ein Polynom in  $\lambda$  mit folgendem Aussehen charakterisiert:

$$4\lambda^2[(1+\lambda q)^2 \cdot \sigma_e^2 + \sigma_e^2] - (1+2\lambda q)\sigma_f^2 = 0 \quad (5.22)$$

Es kann gezeigt werden, daß dieses Nullstellenproblem in  $\lambda$  eine eindeutige positive Lösung besitzt, wenn  $q > 0$  ist. Dies ist wiederum kompatibel mit der Maximierungsbedingung aus der Anreizbedingung der Zentralbank, wodurch die Beweisführung abgeschlossen wird.<sup>19</sup>

Aus der optimalen Interventionsstrategie der Zentralbank geht hervor, daß eine Intervention zugunsten der ausländischen Währung nicht nur aufgrund eines höheren tatsächlichen Fundamentalwechselkurses ( $f > e_0$ ) stattfinden kann, sondern c.p. auch dann erfolgen kann, wenn entweder der von den Marktteilnehmern erwartete Fundamentalwechselkurs  $e_0$  unterhalb des erwarteten Wechselkursziels  $\bar{e}_0$  liegt oder das tatsächliche Wechselkursziel über dem erwarteten liegt ( $\bar{e} - \bar{e}_0 > 0$ ). Daraus ergibt sich für den Devisenhändler das Problem, daß die für ihn relevante Information über die Realisation des Fundamentalwechselkurses nicht nur durch die Noise-Trader über  $e_0$ , sondern auch über die Intervention der Zentralbank selbst, also  $x^*$ , verschleiert wird, da die Interventionshöhe eben auch von der Realisation des, zumindest in der allgemeinen Version des Modells, nicht vom Marketmaker beobachtbaren Wechselkursziels der Zentralbank abhängt. Vitale (1999) spricht in diesem Zusammenhang von zwei falschen Signalkomponenten der Interventionshöhe, die sich jedoch hinsichtlich ihrer Beobachtbarkeit unterscheiden. Genau genommen kann der zweite Term in Gleichung (5.9) als ein systemisches Element des Auftragsflusses identifiziert werden, da der Marketmaker diesen Effekt direkt beobachten und damit seine Preissetzung hierüber anpassen kann. Demgegenüber stellt der dritte Term tatsächlich ein zusätzliches Verzerrungselement im Hinblick auf die Informationseffizienz des Gesamtauftragsflusses  $\tilde{y}$  dar. Ökonomisch drückt bspw.  $\bar{e}_0 > e_0$  aus, daß eine Zentralbank im Mittel einen Wechselkurs anstrebt, der über dem Fundamentalwechselkurs liegt, also als Wechselkursziel tendenziell eine Unterbewertung der heimischen Währung impliziert. Um dies zu erreichen, wird die Zentralbank in diesem Fall ein c.p. höheres Interventionsvolumen zugunsten der ausländischen Währung wählen, um den Devisenhändler zu einer stärkeren Anpassung des Wechselkurses über  $e_0$  zu bewegen. Aufgrund der unterstellten Informationsstruktur kann der Marketmaker diesen Teil der Interventionsstrategie der Zentralbank jedoch komplett antizipieren, da er sowohl den Parameter  $\gamma$  als auch die Erwartungswerte  $\bar{e}_0$  und  $e_0$  kennt. Der Devisenhändler bereinigt daraufhin den Gesamtauftragsfluß um  $\gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0)$  bei seiner optimalen Wechselkurssetzung, so

<sup>19</sup> Allerdings muß auch in dieser Beweisführung angemerkt werden, daß es weitere Nash-Gleichgewichte mit nicht-linearen Lösungsstrategien geben könnte. Vgl. dazu die Ausführungen in Kapitel Vier.

daß dieses Verzerrungselement für die Wechselkursdynamik keine Rolle spielt.<sup>20</sup> Der unsystematische Teil der Interventionsstrategie dagegen kann von der Zentralbank genutzt werden, um den Devisenhändler zu einer aus ihrer Sicht besseren Preisquotierung zu bewegen, wenn die Marktteilnehmer das tatsächliche Wechselkursziel der Zentralbank nicht beobachten können bzw. die Zentralbank sich nicht glaubwürdig auf ein konkretes Ziel festlegen kann. Die Problematik bei einer einfachen Ankündigung des Wechselkursziels in diesem Zusammenhang wird u.a. auch von Vitale (1999) diskutiert. Da das Modell konzeptionell (über den quadratischen Verlustterm in der Objektfunktion der Zentralbank) an die Zeitinkonsistenzproblematik nach Kydland und Prescott (1977) und Barro und Gordon (1983) anknüpft, überrascht es nicht, daß zumindest in der One-Shot-Game-Variante dieses Spiels zeitinkonsistente Verhalten zu Wohlfahrtsgewinnen der Zentralbank führt, sich also die Ankündigung eines Wechselkursziels *ex post* als nicht glaubhaft herausstellt, da keine Sanktionsmöglichkeiten von Seiten des Marktes/Marketmakers innerhalb dieser einen Periode existieren.<sup>21</sup> Ein glaubhaftes Commitment wäre jedoch bspw. über die Festlegung des Wechselkursziels in der Zentralbankverfassung oder aber in Anlehnung an die Zeitinkonsistenzliteratur über die anreizorientierte Entlohnung der Bankmanager gemäß eines optimalen Zentralbankvertrages wie in Walsh (1995) sowohl theoretisch möglich als auch praktisch umsetzbar. In diesem Fall wäre  $\sigma_e^2 = 0$  und  $\bar{e} = \bar{e}_0$ , so daß der dritte Term auf der linken Seite der Gleichung (5.9) wegfällt. Gleichzeitig hat dies aber auch Auswirkungen auf die Parameter  $\lambda$  und damit auch auf  $\beta$ , das bekanntlich von  $\lambda$  abhängt. Wie bereits im allgemeinen Kyle-Modell stellt der Parameter  $\lambda$  die entscheidende Variable in Bezug auf die Preis- bzw. in diesem Fall die Wechselkursdynamik dar, denn je größer  $\lambda$ , desto stärker reagiert der Marketmaker mit einer Preisanpassung infolge des beobachteten Auftragsflusses, so daß  $\lambda$  einen Indikator für die Wechselkurssensitivität in Bezug auf den Auftragsfluß darstellt. In diesem Zusammenhang kann dann der Kehrwert  $1/\lambda$  als Maß für die sog. Markttiefe gelten, die wiederum einen wichtigen Aspekt im Bereich der allgemeinen Marktliquidität nach Kyle (1985) darstellt, wobei ein niedriges  $\lambda$  ein Indikator für eine hohe Marktliquidität ist.<sup>22</sup> Aus der optimalen Interventionsstrategie der Zentralbank geht hervor, daß eine Intervention zugunsten der ausländischen Währung nicht nur aufgrund eines höheren tatsächlichen Fundamentalwechselkur-

<sup>20</sup> Als Beispiel sei ein Gesamtauftragsfluß von  $y = 100$  beobachtet worden. Es sei ferner  $\gamma = 5$  und  $(\bar{e}_0 - e_0) = 0,2$ . In diesem Fall wird die Zentralbank immer unabhängig von der Realisation ihres eigenen Zielwechselkurses und des Fundamentalwechselkurses eine Einheit der ausländischen Währung im Rahmen ihrer Interventionsmaßnahmen nachfragen. Da der Marketmaker jedoch diese Strategie völlig durchschauen kann, wird er bei seiner Preisquotierung den Gesamtauftragsfluß um genau diese Einheit bereinigen, so daß der für seine Entscheidung relevante Auftragsfluß  $y - \gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0) = 100 - 1 = 99$  sein wird. Dieser Residualauftragsfluß enthält neben der Information über den Fundamentalwechselkurs über  $\beta(f - e_0)$  dann auch die nicht beobachtbaren Elemente des Noise-Trader-Handels und ggf. der Differenz zwischen erwartetem und tatsächlichem Wechselkursziel über  $\theta \cdot (\bar{e} - \bar{e}_0)$ .

<sup>21</sup> Zum Beweis dieser These sei auf (Vitale (1999), S.255) verwiesen.

<sup>22</sup> Eine niedrige Markttiefe geht damit einher, daß bereits ein betragsmäßig geringer Auftragsfluß einen signifikanten Effekt auf den Marktpreis besitzt. Dies ist für ein relativ großes  $\lambda$  der Fall. Gleichzeitig stellt eine hohe Markttiefe eines der Merkmale eines liquiden Marktes dar.

ses ( $f > e_0$ ) stattfinden kann, sondern c.p. auch dann erfolgen kann, wenn entweder der von den Marktteilnehmern erwartete Fundamentalwechselkurs  $e_0$  unterhalb des erwarteten Wechselkursziels  $\bar{e}_0$  liegt oder das tatsächliche Wechselkursziel über dem erwarteten liegt ( $\bar{e} - \bar{e}_0 > 0$ ). Daraus ergibt sich für den Devisenhändler das Problem, daß die für ihn relevante Information über die Realisation des Fundamentalwechselkurses nicht nur durch die Noise-Trader über  $e_0$ , sondern auch innerhalb der Interventionshöhe der Zentralbank selbst, also  $x^*$ , verschleiert wird, da die Interventionshöhe eben auch von der Realisation des, zumindest in der allgemeinen Version des Modells, nicht vom Marketmaker beobachtbaren Wechselkursziels der Zentralbank abhängt. Vitale (1999) spricht in diesem Zusammenhang von zwei falschen Signalkomponenten der Interventionshöhe, die sich jedoch hinsichtlich ihrer Beobachtbarkeit unterscheiden. Genau genommen kann der zweite Term in Gleichung (5.9) als ein systemisches Element des Auftragsflusses identifiziert werden, während der dritte Term tatsächlich ein zusätzliches Verzerrungselement im Hinblick auf die Informationseffizienz des Gesamtauftragsflusses  $\tilde{y}$  darstellt. Ökonomisch drückt bspw.  $\bar{e}_0 > e_0$  aus, daß eine Zentralbank im Mittel einen Wechselkurs anstrebt, der über dem Fundamentalwechselkurs liegt, also als Wechselkursziel tendenziell eine Unterbewertung der heimischen Währung impliziert. Um dies zu erreichen wird die Zentralbank in diesem Fall ein c.p. höheres Interventionsvolumen zugunsten der ausländischen Währung wählen, um den Devisenhändler zu einer stärkeren Anpassung des Wechselkurses über  $e_0$  zu bewegen. Aufgrund der unterstellten Informationsstruktur kann der Marketmaker diesen Teil der Interventionsstrategie der Zentralbank jedoch komplett antizipieren, da er sowohl den Parameter  $\gamma$  als auch die Erwartungswerte  $\bar{e}_0$  und  $e_0$  kennt. Der Devisenhändler bereinigt daraufhin den Gesamtauftragsfluß um  $\gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0)$  bei seiner optimalen Wechselkurssetzung, so daß dieses Verzerrungselement für die Wechselkursdynamik keine Rolle spielt.<sup>23</sup> Der unsystematische Teil der Interventionsstrategie dagegen kann von der Zentralbank genutzt werden, um den Devisenhändler zu einer aus ihrer Sicht besseren Preisquotierung zu bewegen, wenn die Marktteilnehmer das tatsächliche Wechselkursziel der Zentralbank nicht beobachten können bzw. die Zentralbank sich nicht glaubwürdig auf ein konkretes Ziel festlegen kann. Die Problematik bei einer einfachen Ankündigung des Wechselkursziels in diesem Zusammenhang wird u.a. auch von Vitale (1999) diskutiert. Da das Modell konzeptionell (über den quadratischen Verlustterm in der Objektfunktion der Zentralbank) an die Zeitinkonsistenzproblematik nach Kydland und Prescott (1977) und Barro und Gordon (1983) anknüpft überrascht es nicht, daß zumindest in der One-Shot-Game-Variante dieses Spiels

<sup>23</sup> Als Beispiel sei ein Gesamtauftragsfluß von  $y = 100$  beobachtet worden. Es sei ferner  $\gamma = 5$  und  $(\bar{e}_0 - e_0) = 0,2$ . In diesem Fall wird die Zentralbank immer unabhängig von der Realisation ihres eigenen Zielwechselkurses und des Fundamentalwechselkurses eine Einheit der ausländischen Währung im Rahmen ihrer Interventionsmaßnahmen nachfragen. Da der Marketmaker jedoch diese Strategie völlig durchschauen kann, wird er bei seiner Preisquotierung den Gesamtauftragsfluß um genau diese Einheit bereinigen, so daß der für seine Entscheidung relevante Auftragsfluß  $y - \gamma \cdot (\bar{e}_0 - e_0) = 100 - 1 = 99$  sein wird. Dieser Residualauftragsfluß enthält neben der Information über den Fundamentalwechselkurs über  $\beta(f - e_0)$  dann auch die nicht beobachtbaren Elemente des Noise-Trader-Handels und ggf. der Differenz zwischen erwartetem und tatsächlichem Wechselkursziel über  $\theta \cdot (\bar{e} - \bar{e}_0)$ .

zeitinkonsistentes Verhalten zu Wohlfahrtsgewinnen der Zentralbank führt, sich also die Ankündigung eines Wechselkursziels *ex post* als nicht glaubhaft herausstellt, da keine Sanktionsmöglichkeiten von Seiten des Marktes/Marketmakers innerhalb dieser einen Periode existieren.<sup>24</sup> Ein glaubhaftes Commitment wäre jedoch bspw. über die Festlegung des Wechselkursziels in der Zentralbankverfassung oder aber in Anlehnung an die Zeitinkonsistenzliteratur über die anreizorientierte Entlohnung der Bankmanager gemäß eines optimalen Zentralbankvertrages wie in Walsh (1995) sowohl theoretisch möglich als auch praktisch umsetzbar. In diesem Fall wäre  $\sigma_{\bar{e}}^2 = 0$  und  $\bar{e} = \bar{e}_0$ , so daß der dritte Term auf der linken Seite der Gleichung (5.9) wegfällt. Gleichzeitig hat dies aber auch Auswirkungen auf die Parameter  $\lambda$  und damit auch auf  $\beta$ , das bekanntlich von  $\lambda$  abhängt. Wie bereits im allgemeinen Kyle-Modell stellt der Parameter  $\lambda$  die entscheidende Variable in Bezug auf die Preis- bzw. in diesem Fall die Wechselkursdynamik dar, denn je größer  $\lambda$ , desto stärker reagiert der Marketmaker mit einer Preisanpassung infolge des beobachteten Auftragsflusses, so daß  $\lambda$  einen Indikator für die Wechselkurssensitivität in Bezug auf den Auftragsfluß darstellt. In diesem Zusammenhang kann dann der Kehrwert  $1/\lambda$  als Maß für die sog. Markttiefe gelten, die wiederum einen wichtigen Aspekt im Bereich der allgemeinen Marktliquidität nach Kyle (1985) darstellt, wobei ein niedriges  $\lambda$  ein Indikator für eine hohe Marktliquidität ist.<sup>25</sup>

In Bezug auf die hier im Vordergrund stehende Effektivität einer sterilisierten Devisenmarktintervention über den Signalling-Kanal bedeutet ein hohes  $\lambda$  jedoch vor allem, daß c.p. ein verhältnismäßig geringes Interventionsvolumen die Wechselkursentwicklung signifikant beeinflussen kann, so daß bei einer geringen Markttiefe eine Intervention als potentiell effektiver angesehen werden kann als im umgekehrten Fall. Auf den ersten Blick erscheint eine Commitment-Strategie der Zentralbank diese Effektivität zu erhöhen, da gemäß Gleichung (5.20) der Parameter  $\lambda$  größer ist als im allgemeinen Fall, wenn  $\theta^2 \sigma_{\bar{e}}^2 > 0$ , was auch intuitiv nachvollziehbar ist, da der Gesamtauftragsfluß in diesem Fall aufgrund des Fehlens der unsystematischen Signalkomponente der Intervention c.p. mehr Informationen bezüglich der Realisation des Fundamentalwertes enthält. Bei einer solchen Betrachtung bleibt aber die Interaktion zwischen den beiden Spielern unberücksichtigt, denn das Verhalten des Devisenhändlers kann von der Zentralbank antizipiert werden. Diese reagiert über die Wahl von  $\beta$ , das gemäß Gleichung (5.9) negativ abhängt von  $\lambda$ . D.h., die Zentralbank reagiert auf die tendenziell stärkere Preisanpassung des Marketmakers damit, daß sie ihr Interventionsvolumen in Abhängigkeit von der Differenz zwischen tatsächlich realisiertem und erwarteten Fundamentalwechselkurs im Vergleich zum geheimen Interventionszielszenario zu reduzieren, was jedoch c.p. gleichzeitig den Informationsgehalt des Gesamtauftragsflusses für den Marketmaker senkt. Der Gesamteffekt aus dieser Interaktionsdynamik auf  $\lambda$  und damit auch auf die Marktliquidität und die Gesamteffizienz eines bestimmten Interventionsvolumens kann daher nur über die Gleichung (5.22) abgeleitet werden, da hier die Rückwirkungen

<sup>24</sup> Zum Beweis dieser These sei auf (Vitale (1999), S.255) verwiesen.

<sup>25</sup> Eine niedrige Markttiefe geht damit einher, daß bereits ein betragsmäßig geringer Auftragsfluß einen signifikanten Effekt auf den Marktpreis besitzt. Dies ist für ein relativ großes  $\lambda$  der Fall. Gleichzeitig stellt eine hohe Markttiefe eines der Merkmale eines liquiden Marktes dar.

von  $\beta$  auf  $\lambda$  einfließen. Vergleicht man die beiden Szenarien (Commitment vs. geheime Intervention), so wird Gleichung (5.22) im Commitmentfall zu:

$$4\lambda^2[(1+\lambda q)^2 \cdot \sigma_e^2] - (1+2\lambda q)\sigma_f^2 = 0 \quad (5.23)$$

Beide Szenarien unterscheiden sich demnach lediglich durch den zusätzlichen Term  $4\lambda^2\sigma_e^2$  im allgemeinen Fall bei unbekanntem Wechselkursziel. Daraus folgt, daß das Gleichung (5.23) erfüllende  $\lambda_C$  definitiv verschieden ist von vom Gleichung (5.22) erfüllenden  $\lambda_S$ . Genauer gesagt gilt für diese beiden Parameter immer, daß  $\lambda_C > \lambda_S$  ist, also die Marktliquidität im Falle eines geheim gehaltenen Wechselkursziels größer ist als im Commitmentfall.<sup>26</sup> Insofern impliziert das Modell das auch intuitiv einleuchtende Ergebnis, daß eine Zentralbank einen ebenso großen Wechselkurseffekt mit einem geringeren Interventionsvolumen erzielen kann, wenn sie ihr Wechselkursziel glaubwürdig bekannt gibt und das sie im Gleichgewicht in diesem Szenario auch tatsächlich eine c.p. geringere Interventionshöhe wählen wird, da  $\beta_C = 1/2\lambda_C(1+\lambda_C q) < \beta_S = 1/2\lambda_S(1+\lambda_S q)$ . Dies wirft dann aber die Frage auf, ob im Commitmentfall eine Zentralbank eine wirklich effizientere Interventionspolitik betreiben kann als bei einer Geheimhaltung des Wechselkursziels. Der Grund hierfür ist, daß ein niedrigeres  $\beta_C$  gleichbedeutend damit ist, daß Devisenmarktinterventionen bei Veröffentlichung des Wechselkursziels c.p. weniger Informationen für den Marketmaker in Bezug auf die Realisation des Fundamentalwechselkurses enthalten. Ein Kriterium, an dem die Vorteilhaftigkeit eines der beiden Szenarien festgemacht werden könnte, stellt dabei die Auswirkung auf die allgemeine Markteffizienz dar. Als Indikator hierfür dient die mittlere erwartete quadratische Abweichung zwischen dem Fundamentalwechselkurs und dem tatsächlichen Wechselkurs nach der strategischen Interaktion zwischen Zentralbank und Devisenhändler. Diese entspricht mathematisch der bedingten Varianz des Fundamentalwechselkurses  $\tilde{F}$  über den vom Marketmaker gewählten Wechselkurs  $e^*$  und läßt sich ebenfalls über die Anwendung des Projektionssatzes wie folgt ableiten:

$$Var(\tilde{F}|e^*) = \frac{1+2\lambda q}{2(1+\lambda q)}\sigma_f^2 \quad (5.24)$$

Gleichung (5.24) zeigt, daß die mittlere Abweichung vom Fundamentalwechselkurs nach der Handelsrunde geringer ist als vorher, da  $0,5 < \frac{1+2\lambda q}{2(1+\lambda q)} < 1$  für alle positiven  $\lambda$  und  $q$  ist. Je geringer  $Var(\tilde{F}|e^*)$  ausfällt, desto mehr private Informationen bezüglich der tatsächlichen Realisation des Fundamentalwechselkurses sind in die Preissetzung des Devisenhändlers eingeflossen. Das erreichbare Maximum wäre dabei die Halbierung der ursprünglichen Varianz, was erreicht werden kann, wenn entweder  $\lambda = 0$  und/oder  $q = 0$  gilt. In dieser Situation würde die Preissetzung des Devisenhändlers im Rahmen des Modells den höchstmöglichen Grad der

---

<sup>26</sup> Der Beweis hierfür kann über die allgemeinen Eigenschaften derartiger Polynome oder aber über ein simples Abschätzungsargument erbracht werden, wie dies bei (Vitale (1999), S.264) getan wird.

(semi-strengen) Informationseffizienz aufweisen.<sup>27</sup> Hieraus folgt jedoch auch, daß der Transaktionsmechanismus keine Möglichkeit zuläßt, den tatsächlichen Wechselkurs auf dem Niveau des realisierten Fundamentalwechselkurses festzulegen. D.h., im hier betrachteten One-Shot-Game wird es weder dem Devisenhändler noch der Zentralbank durch eine entsprechende Wahl ihres Gewichtungsfaktors, ihrer Politik bzgl. der Ankündigung eines Wechselkursziels oder ihrer grundsätzlichen Interventionstätigkeit gelingen, die Preissetzung so zu gestalten, daß der Wechselkurs den tatsächlichen Fundamentalkurs wiedergibt.<sup>28</sup> Der Grund hierfür ist, daß durch das Auftreten der Noise-Trader jedes durch die Intervention der Zentralbank ausgesandte Signal über  $f$  potentiell gestört wird, so daß eine vollständige Informationsfilterung aus Sicht des Devisenhändlers nicht möglich ist. Die in Vitale (1999) in diesem Zusammenhang diskutierte Alternative für die Zentralbank, einfach  $f$  zu veröffentlichen, was unter der Voraussetzung, daß  $q \rightarrow \infty$  und  $\bar{e} = f$  nutzenmaximierend und damit anreizkompatibel für beide Akteure wäre, ist jedoch weder im Modellrahmen implementierbar, noch läßt sich dies ökonomisch sinnvoll interpretieren.<sup>29</sup> Unabhängig von der konkreten Realisation des Wechselkursziels und dessen Gewichtung in der Nutzenfunktion der Zentralbank kann jedoch festgehalten werden, daß  $Var(\tilde{F}|e^*)$  bei einem Commitment auf dieses Ziel c.p. immer größer ist, als wenn die Zentralbank ihr Wechselkursziel verheimlicht. Demzufolge scheint eine sterilisierte Devisenmarktintervention, zumindest im Sinne der damit verbundenen Markteffizienz der Preisdynamik, erfolgversprechender zu sein, wenn die Zentralbank ihr eigentliches Wechselkursziel nicht öffentlich macht.

Diese so auch von Vitale (1999) formulierte Schlußfolgerung ist jedoch mit einiger gewissen Vorsicht zu betrachten. Uneingeschränkt gilt dies nämlich nur dann, wenn die Zentralbank ein vom Fundamentalwechselkurs abweichendes Wechselkursziel verfolgt, also bspw. eine Unterbewertung der heimischen Währung mit  $\bar{e} > f$  anstrebt. In diesem Fall wird trotz einer c.p. geringeren Preissensitivität des Marketmakers auf den Gesamtauftragsfluß in Folge der größeren Unsicherheit die Markteffizienz dadurch gesteigert, daß die Zentralbank ihr Interventionsvolumen so stark ausdehnt, daß der über das niedrigere  $\lambda_S$  implizierte negative Effekt auf die Preisadjustierung im Ergebnis überkompensiert wird, denn sowohl über die Gewinnerzielungskomponente der optimalen Interventionsstrategie als auch über die Wechselkurszielerreichungskomponente wird bei dieser Konstellation die Zentralbank in größerem Umfang die ausländische Währung nachfragen als im Commitmentfall.<sup>30</sup>

<sup>27</sup> Da der Markt per Definition immer informationseffizient vor dem Hintergrund aller öffentlich verfügbaren Informationen ist, wird durch  $\frac{1+2\lambda q}{2(1+\lambda q)} \sigma_f^2$  sozusagen der Unterschied zwischen der strengen Informationseffizienz aufgezeigt.

<sup>28</sup> Gleichwohl hat die Diskussion des wiederholten Spiels im Kyle-Modell gezeigt, daß die Preisdynamik zum Fundamentalwert hin konvergiert.

<sup>29</sup> Wie schon von Vitale (1999) erwähnt macht eine solche Ankündigung eine Devisenmarktintervention obsolet, so daß diese in einem solchen Fall als vollkommen ineffektiv anzusehen ist bzw. sogar wohlfahrtsschädigend sein kann.

<sup>30</sup> Es ist leicht zu erkennen, daß sowohl  $\beta$  als auch  $\theta$  negativ abhängen von  $\lambda$ . Da in dieser Konstellation auch  $(f - e_0)$  und  $(\bar{e} - \bar{e}_0)$  positiv sind, ist die optimale Interventionshöhe  $x_S^*$  demzufolge immer größer als  $x_C^*$  im Commitmentszenario.

Infofern wird der Gesamtauftragsfluß mit größerer Wahrscheinlichkeit positiv sein und somit vom Devisenhändler ein Wechselkurs über  $e_0$  festgelegt werden, was grundsätzlich eine Annäherung sowohl an den tatsächlich realisierten Fundamentalwechselkurs als auch an das Wechselkursziel der Zentralbank bedeutet. Dennoch wird die Zentralbank für den Fall, daß  $e^* < f$  gewählt wird, zwar einen Spekulationsgewinn durch ihre Intervention erwirtschaften, aber in diesem Fall ihr Wechselkursziel  $\bar{e} > f$  verfehlen, so daß der Gesamtnutzen aus der Interaktion unbestimmt ist.<sup>31</sup>

Anstelle der Markteffizienz erscheint daher die Wohlfahrtswirkung der Intervention in Abhängigkeit von den verschiedenen wirtschaftspolitischen Optionen der Zentralbank das geeignetere Maß zur Bewertung der Effektivität von sterilisierten Devisenmarktinterventionen in diesem Modellrahmen zu sein. Dies stellt aber eine essentielle Abweichung von der Effektivitätsdefinition in Kapitel Zwei dar, in der lediglich ein dauerhafter und zielgerichteter Effekt auf den Wechselkurs die Effektivität einer Interventionsmaßnahme begründet. Infofern erlaubt die konkrete Ausgestaltung über die Nutzenfunktion des wirtschaftspolitischen Entscheiders in diesem Modellrahmen eine deutlich weitergefaßte Definition der Effektivität. Der entscheidende Unterschied zwischen den beiden Definitionen besteht letztlich darin, daß eine Intervention im Vitale-Modell aus Sicht der Zentralbank effizient sein kann, auch wenn die Intervention nicht wirksam ist in Bezug auf die Wechselkursentwicklung. Ein Beispiel hierfür wäre eine Situation, in der die Zentralbank kein Wechselkursziel verfolgt (also für die  $q \rightarrow 0$  gilt) und eine Situation vorliegt, in der  $f < e_0$  gilt, also der von der Zentralbank beobachtete fundamentale Wechselkurs unter dem erwarteten Fundamentalwert liegt. In dieser Situation hat die Zentralbank einen Anreiz, ausländische Aktiva zu verkaufen, also  $x^* < 0$  zu wählen, um einen Spekulationsgewinn zu erzielen. Potentiell führt der negative Auftragsfluß jedoch zu einer Anpassung des Wechselkurses durch den Marketmaker nach unten, also  $e^* < e_0$  und damit auch zu einem geringeren Profit. Gelingt es der Zentralbank aber, ihre Interventionsmaßnahme völlig zu verbergen, so daß der vom Marketmaker beobachtete Gesamtauftragsfluß  $\tilde{y} = 0$  entspricht, wird der Marketmaker den Marktpreis entsprechend der ursprünglichen Erwartung auf  $e^* = e_0$  festlegen. Dies impliziert aber einen c.p. höheren Nutzen und damit eine größere Effektivität der Interventionsmaßnahme als im Falle einer tatsächlichen Wechselkursbeeinflussung durch die Intervention.

Die Gesamtwohlfahrt als Maßstab des modifizierten Effektivitätsbegriffs kann in diesem Modellrahmen dann am unbedingten Erwartungsnutzen der Marktakteure festgemacht werden. Aus den Annahmen über die Informationseffizienz der Preissetzung folgt dabei jedoch für den Devisenhändler, daß dessen Erwartungsnutzen aus der Transaktion in jedem Fall gleich Null sein muß, so daß der Gesamtnutzen dem unbedingten Nutzen der Zentralbank entspricht.<sup>32</sup> Durch Einsetzen

<sup>31</sup> Würde der festgelegte Wechselkurs dagegen  $e^* = \bar{e}$  sein, also dem tatsächlichen Wechselkursziel entsprechen, so ist der Nutzenwert der Zentralbank sogar auf jeden Fall negativ, da der Ankauf der ausländischen Währung zu einem Wechselkurs oberhalb des Fundamentalwertes erfolgt ist.

<sup>32</sup> Genau genommen muß der erwartete Gesamtnutzen eigentlich immer gleich Null sein, da evtl. Gewinne des informierten Händlers, also in diesem Fall der Zentralbank, dann zu Lasten der Noise-

der optimalen Strategien  $x^*$  und  $e^*$  der beiden Spieler gemäß (5.9) und (5.19) in die Gewinnfunktion (5.6) kann der unbedingte erwartete Gewinn der Zentralbank durch folgenden Ausdruck beschrieben werden:

$$E[\Pi_{ZB}] = \beta \cdot \sigma_f^2 - \lambda \beta \cdot \sigma_f^2 - 4 \cdot q^2 E[(\bar{e}_0 - e_0)^2] - q \cdot E[z(e_0, \bar{e})] \quad (5.25)$$

Dabei entspricht  $z(e_0, \bar{e})$  dem erwarteten Verlust aus der Verfolgung des Wechselkursziels. Aus Gleichung (5.25) wird deutlich, daß die Verfolgung eines Wechselkursziels grundsätzlich zu einer Verschlechterung der Situation der Zentralbank und damit der Gesamtwohlfahrt führt, denn in diesem Fall gehen die beiden letzten Terme in jedem Fall negativ in die Nutzenfunktion ein. D.h., für die Zentralbank ist die Verfolgung eines Wechselkursziels im Rahmen des Modells immer mit Kosten verbunden. Andererseits impliziert Gleichung (5.25) auch, daß der erwartete Gesamtnutzen negativ vom Gewichtungsparameter  $q$  abhängt. Unabhängig von der Entscheidung der Zentralbank bezüglich der Veröffentlichung ihres Wechselkursziels konvergiert der erwartete Gewinn für  $q \rightarrow 0$  gegen:

$$\lim_{q \rightarrow 0} E[\Pi_{ZB}] = \beta \cdot \sigma_f^2 - \lambda \beta \cdot \sigma_f^2 = \frac{1}{2} \cdot \sigma_e \cdot \sigma_f \quad (5.26)$$

Dies entspricht dem erwarteten Gewinn des Marketmakers im ursprünglichen Kyle-Modell und stellt gleichzeitig das Wohlfahrtsmaximum aus Sicht der Zentralbank unter Berücksichtigung all ihrer Entscheidungsparameter dar. Insofern ist eine Interventionsmaßnahme für die Zentralbank genau dann am effektivsten, wenn die Erreichung des Wechselkursziels bei der Interventionsmaßnahme einen untergeordneten Stellenwert besitzt. Gleichzeitig gilt in einer solchen Situation aber auch, daß die Markteffizienz dann am größten ist, da

$$\lim_{q \rightarrow 0} \text{Var}(\tilde{F}|e^*) = \frac{1}{2} \sigma_f^2. \quad (5.27)$$

Wenn es also der Zentralbank möglich ist, ihren Gewichtungsfaktor frei zu bestimmen, dann wäre die dominante Strategie, diesen so klein wie möglich zu wählen, da dann eine Intervention mit positiven Wohlfahrtseffekten in Form der zu erwarteten Spekulationsgewinne bei minimalen erwarteten Verlusten hinsichtlich der Wechselkurszielerreichung einhergeht und gleichzeitig die Marktliquidität und damit die Markteffizienz am Devisenmarkt optimiert würde.<sup>33</sup> Eine derartige Interventionsmaßnahme ist somit effektiv sowohl im Sinne der Definition aus Ka-

---

Trader gehen, es sich also um ein Nullsummenspiel handelt. Da jedoch die Noise-Trader nicht als strategische Spieler modelliert werden, kann zumindest in einer partialanalytischen Betrachtung dieser Aspekt ausgeblendet werden.

<sup>33</sup> Nach der Definition von Kyle (1985) stellte eine hohe Marktliquidität ein Charakteristikum eines effizienten Marktes dar. In einem derartigen Marktumfeld fließen somit private Informationen über den Fundamentalwert eines Assets über die Preisdynamik schnell ein, so daß eine rasche Konvergenz des Marktpreises hin zum Fundamentalwert erfolgt. Demzufolge stellt  $\text{Var}(\tilde{F}|e^*)$  einen Indikator für die Effizienz am Devisenmarkt im Sinne dieser Definition dar. Vgl. hierzu auch die Ausführungen in Kapitel Vier.

pitel Zwei als auch effektiv im Sinne der modifizierten Definition auf Basis der Wohlfahrtsmaximierung.

Tatsächlich kann dieses Ergebnis als verhältnismäßig trivial angesehen werden, da durch  $q \rightarrow 0$  gewissermaßen die zentrale Erweiterung des Kyle-Modells ad absurdum geführt wird. Gleichwohl lässt sich jedoch im Hinblick auf die allgemeine Effektivität einer Intervention unter Berücksichtigung dieses Extremfalls eine wichtige Erkenntnis ableiten: Wenn es – wie zumindest häufig in der Literatur argumentiert – das Ziel der Zentralbank ist, durch Devisenmarktinterventionen eine Fehlbewertung des Wechselkurses zu beseitigen, dann wäre das Wechselkursziel der Zentralbank übertragen auf diesen Modellansatz mit  $\bar{e} = f$  gegeben. Nur in dieser Situation stellt die – über  $Var(\tilde{F}|e^*)$  approximierte – Markteffizienz aber aus Sicht der Zentralbank das dominierende Kriterium bei der Bewertung der Effektivität der wirtschaftspolitischen Maßnahme Devisenmarktintervention dar. Um dieses Ziel der minimalen mittleren Abweichung vom Fundamentalwechselkurs zu erreichen, kann die Zentralbank zwar bei einer Geheimhaltung ihres Wechselkursziels c.p. eine erfolgreichere Interventionsmaßnahme durchführen als bei einer glaubhaften Veröffentlichung, jedoch nicht automatisch die minimale  $Var(\tilde{F}|e^*)$  erreichen. Andererseits kann sie völlig unabhängig von ihrer Informationspolitik dieses Ziel durch eine hinreichend niedrige Gewichtung ihres Wechselkursziels immer realisieren.

D.h., die Erreichung des Wechselkursziels gelingt in diesem Fall genau dann am besten, wenn die Interventionsstrategie selbst die Verfolgung des Wechselkursziels nahezu unberücksichtigt lässt, sondern stattdessen fast ausschließlich aus einem Spekulationsmotiv heraus abgeleitet wird. Dieses auf den ersten Blick paradoxe Ergebnis ist dabei ökonomisch durchaus plausibel, da nicht nur der Gesamtauftragsfluß in Bezug auf die Realisation des Fundamentalwechselkurses informativer wird, wenn die Verzerrungselemente in der Interventionsstrategie der Zentralbank tendenziell zurückgedrängt werden, was dem Marketmaker die Preisfindung offensichtlich erleichtert. Daraüber hinaus wird auch aus Sicht der Zentralbank ein mögliches Trade-Off-Problem zwischen Wechselkurszielerreichung und Gewinnerzielung (bzw. Vermeidung zu hoher Interventionskosten) entschärft. Dies wiederum stärkt – zumindest im Rahmen des Modells von Vitale (1999) – aber gleichzeitig auch die Glaubwürdigkeit der gesamten Interventionspolitik der Zentralbank zumindest in Richtung der Fundamentalwertorientierung, denn die Gewinnerzielung ist per se immer an der Beobachtung des Fundamentalwechselkurses orientiert.

Eine daraus ableitbare Schlußfolgerung ist, daß eine Zentralbank mit dem Ziel der Wechselkurstabilisierung in Richtung Fundamentalwechselkurs durch ihre Devisenmarktoperationen Geld verdient. Diese Prämisse deckt sich mit den Ergebnissen verschiedener Studien, daß im Zuge der gemeinsamen Devisenmarktoperationen von Seiten der G5-Länder im Rahmen des Plaza-Abkommens 1985 signifikante Gewinne aus den Interventionsmaßnahmen auf Seiten der Zentralbanken zu verzeichnen waren. Entgegen der von Vitale (1999) selbst vorgetragenen Interpretation war in dieser Situation das Wechselkursziel der Zentralbanken klar definiert, nämlich eine Abwertung des US-Dollar-Wechselkurses (aus Sicht der anderen vier Länder) in Richtung der KKP, also des Fundamentalwertes. Vitale (1999) argumen-

tiert dagegen, daß es keine verbindlichen Wechselkursziele gegeben hätte und es sich daher um eine geheime Intervention gehandelt habe. Diese Interpretation ist allenfalls im Kontext des Gesamtpapiers zu verstehen, in dem er sich in Anlehnung an ein früheres Papier von Bhattacharya und Weller (1997) hauptsächlich mit dieser Frage der Geheimhaltung von Interventionszielen auseinandersetzt.<sup>34</sup> Die Tatsache, daß in Folge der Interventionstätigkeit eine rasche Annäherung des Wechselkurses an den kaufkraftparitätischen Kurs (insbesondere im dominierenden US-Dollar/DM-Segment) erfolgt ist, läßt in Verbindung mit der beobachteten Gewinnakkumulation aus der Interventionstätigkeit vor dem Hintergrund der Modellarithmetik vielmehr vermuten, daß zumindest in dieser Phase erhöhter Devisenmarktinterventionstätigkeit der Gewichtungsfaktor  $q$  klein gewesen ist und deshalb die Interventionen ein in jeder Hinsicht hohes Maß an Effektivität aufgewiesen haben.<sup>35</sup> Die Logik hinter dieser Interpretation liegt darin, daß der Signalling-Effekt einer Devisenmarktintervention seine größte Wirkung entfaltet, wenn das entsprechende Signal innerhalb der Interventionsstrategie eindeutig kommuniziert wird. Da gleichzeitig der überzeugendste Anreiz in der Ökonomie die Erzielung von Profiten darstellt, erscheint zumindest nicht ausgeschlossen, daß auch eine Zentralbank ihre eigentliche Zielsetzung am glaubwürdigsten an den Markt weitergeben kann, indem sie gemäß dieser Prämisse handelt.<sup>36</sup>

Das entscheidende Problem in der Praxis ist jedoch, daß der Parameter  $q$  nicht unbedingt einen diskretionären Parameter für die jeweilige Zentralbank darstellt und im Übrigen auch bei Vitale (1999) nicht als solcher definiert wird.<sup>37</sup> Vergegenwärtigt man sich nochmal die Implementierung von  $q$  in der Objektfunktion, dann wird deutlich, daß der Gewichtungsfaktor von den allgemeinen wirtschaftspolitischen Zielen einer Zentralbank abhängt, die wiederum sehr wahrscheinlich mit dem zugehörigen Wechselkursziel korreliert sein werden. Obwohl grundsätzlich sowohl Inflations- als auch Konjunkturziele über ein Wechselkurstargeting erreicht werden könnten, wird Letzteres zumindest im Zusammenhang mit sterilisierten Devisenmarktinterventionen eindeutig im Vordergrund stehen. Dies setzt allerdings voraus, daß eine Zentralbank einen expliziten Auftrag zur konjunkturellen Stabilisierung z.B. über eine entsprechende Vorgabe etwa in ihrer Verfassung besitzt, wie dies u.a. für die Fed gilt. Zudem verlangt die Logik des Modells, daß eine wohlfahrtsrelevante negative Sanktionierung für die Zentralbank bei Verfehlung dieses

<sup>34</sup> Auch von Bhattacharya und Weller (1997) wird der Signalling-Kanal einer Devisenmarktintervention im Rahmen eines Mikrostrukturansatzes untersucht, wobei für die Zentralbank eine vergleichbare Objektfunktion wie in (5.1) unterstellt wird. Allerdings basiert deren Modell auf einer Variante des Rational-Expectations-Ansatzes, nicht des Kyle-Modells. Eines der Ergebnisse von Bhattacharya und Weller (1997) besagt, daß eine Geheimhaltung des Wechselkursziels unter bestimmten Umständen effizient sein kann, während Vitale (1999) eine allgemeine Überlegenheit der Geheimhaltungsstrategie ableitet.

<sup>35</sup> Wie bereits an anderer Stelle erläutert, wurden die vielversprechendsten empirischen Untersuchungen zur Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen über die klassischen Wirkungskanäle unter Berücksichtigung der Daten in diesem Zeitraum durchgeführt.

<sup>36</sup> Das Phänomen der pekuniären Untermauerung einer wirtschaftspolitischen Ankündigung wird gerne auch als Praxis des „Putting the Money to where your Mouth is“ bezeichnet.

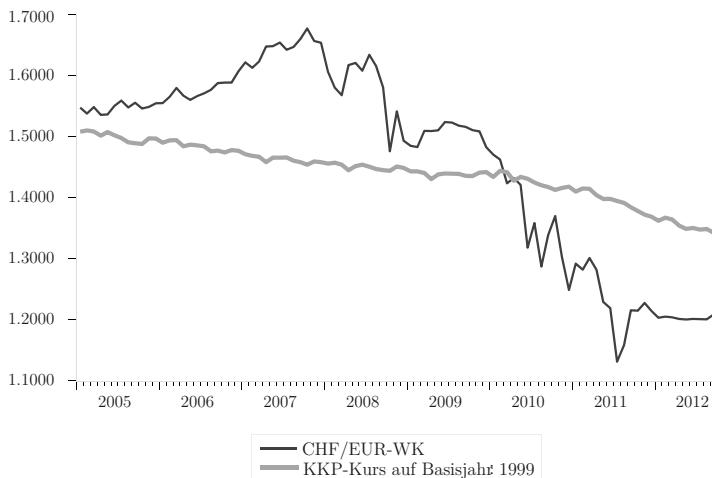
<sup>37</sup> Der Parameter wird als Konstante außerhalb des Modellrahmens festgelegt.

Konjunkturauftrags erfolgt.<sup>38</sup> Mit anderen Worten wird in der Realität die Ausprägung von  $q$  nicht unabhängig von der Ausprägung des Wechselkursziels  $\bar{e}$  sein und zwar dahingehend, daß ein Wechselkursziel, das sich vom Fundamentalwert unterscheidet, also  $\bar{e} \neq f$ , tendenziell mit einem hohen Gewichtungsfaktor  $q$  einhergehen wird, da dann die Verfehlung des unterliegenden wirtschaftspolitischen Gesamtziels der Interventionsmaßnahme zu signifikanten Wohlfahrtsverlusten über die Sanktionsmechanismen führen wird. Versucht die Zentralbank dagegen wie in Folge des Plaza-Abkommens, sterilisierte Devisenmarktinterventionen als von ihren wirtschaftspolitischen Zielen unabhängiges Instrument zur Bekämpfung einer fundamentalen Fehlbewertung des nominalen Wechselkurses zu nutzen, dann muß sie keine negativen Sanktionen aus der Verfehlung dieses Ziels fürchten, so daß ihr Gewichtungsfaktor tatsächlich gegen Null streben dürfte. Dies ist insbesondere in einer Situation plausibel, in der die betreffende Zentralbank ausdrücklich nur zur Preisniveaustabilisierung verpflichtet ist, so daß bei sterilisierten Devisenmarktinterventionen keine anderen wirtschaftspolitisch zu sanktionierenden Ziele in der Interventionsstrategie berücksichtigt werden müssen. Vor diesem Hintergrund kann z.B. für die Interventionstätigkeiten der Bundesbank im Zuge des Plaza-Abkommens unterstellt werden, daß die auch von Vitale (1999) konstatierte, hohe Effektivität der Devisenmarktoperationen (im Hinblick auf beide Effizienzdefinitionen) zumindest bei Gültigkeit des Vitale-Modells ausschließlich auf deren niedrigen Gewichtungsfaktor  $q$  zurückzuführen sind und nicht etwa auf die evtl. Geheimhaltung des Wechselkursziels. Im Gegensatz dazu können z.B. die Interventionstätigkeit in Japan in den Jahren 2003-04 im Yen/US-Dollar-Markt sowie die Interventionen der SNB im Euro/CHF-Markt im Zeitraum von 2009 bis 2010 als Beispiele für Devisenmarktinterventionen angeführt werden, die nicht mit der Prämisse einer Misalignmentbekämpfung durchgeführt worden sind, sondern vor dem Hintergrund der Erreichung eines geheimen Wechselkursziels.

Die Tatsache, daß die SNB gemäß ihres Geschäftsberichts alleine im Jahr 2010 in Folge der Euroankäufe im Rahmen dieser Interventionstätigkeit einen Bewertungsverlust ihrer Währungsreserven aufgrund von Wechselkursveränderungen in Höhe von 32,7 Milliarden Franken ausweisen mußte, kann als Beleg dafür angesehen werden, daß die Interventionsmaßnahmen mit erheblichen (kurzfristigen) Kosten einhergingen.<sup>39</sup> In Anbetracht derartiger direkter Kosten erscheint es daher naheliegend, die Interventionsmaßnahmen der SNB in diesem Falle als ineffizient (im Sinne der klassischen Definition aus Kapitel Zwei) zu bewerten. Tatsächlich kann aber vor dem Hintergrund des Vitale-Modells hierüber nur eine belastbare Aussage getroffen werden, wenn das genaue Wechselkursziel sowie dessen Bedeutung an-

<sup>38</sup> Eine solche Sanktionierung könnte z.B. über die Verteilung von Mitteln und/oder der Entziehung von Entscheidungsbefugnissen für die Zentralbank durch eine Kontrollinstanz sein, wobei diese zwar parlamentarisch legitimiert aber grundsätzlich auch unabhängig von Regierungsinstitutionen sein kann, wie in Deutschland z.B. das BVerfG.

<sup>39</sup> Bereits im Jahr 2009, zu Beginn der vermehrten Interventionsmaßnahmen, wies der zugehörige Abschlußbericht einen wechselkursbedingten Bewertungsverlust bei den Devisenreserven von allerdings moderaten 1,8 Mrd. Franken aus. Zwischen 2008 und 2010 stiegen dabei die in Euro gehaltenen Währungsreserven von 23 Milliarden auf knapp 112 Mrd. Franken an. Vgl. (SNB, 2012a).



**Abb. 5.1** Wechselkursentwicklung CHF/EUR-Wechselkurs im Vergleich zum KKP-Kurs ab Januar 2005

hand des Gewichtungsfaktors  $q$  bekannt wären. Fest steht jedoch, daß zumindest zu Beginn der Interventionsmaßnahmen im Jahr 2009 die SNB zugunsten des Euro intervenierte, obwohl dieser in Bezug auf den durch die KKP definierten Fundamentalwechselkurs noch überbewertet war, was zumindest gemäß der Vorstellung im Vitale-Modell eine Erklärung für die Interventionsverluste darstellt. Dies läßt den Schluß zu, daß die Interventionsmaßnahmen zur Unterstützung der Wettbewerbsfähigkeit der export-orientierten Schweizer Wirtschaft dienten, also im Wesentlichen gesamtoutputfördernd wirken sollten.

Obwohl die SNB in erster Linie der Sicherung der Geldwertstabilität verpflichtet ist, muß sie gemäß des Schweizer Notenbankgesetzes auch der konjunkturellen Entwicklung in ihrer geldpolitischen Strategie Rechnung tragen. In ihren Richtlinien wird hierzu die Durchführung von Devisenmarktinterventionen zur Beeinflussung des CHF-Wechselkurses als zusätzliches geldpolitisches Instrument explizit definiert, so daß die Verfolgung eines konjunkturpolitisch motivierten Wechselkursziels ebenso plausibel erscheint, wie eine mögliche Sanktionierung bei einer Verfehlung dieser Vorgabe. Falls die SNB sterilisierte Devisenmarktinterventionen als unabhängiges geldpolitisches Instrument zur Erreichung ihrer konjunkturpolitischen Ziele nutzt, dann bedeutet dies aber übertragen auf das Vitale-Modell, daß bei der Ableitung der optimalen Interventionsstrategie das Wechselkursziel gegenüber dem Spekulationsargument dominant gewesen ist, was gleichbedeutend mit  $q \rightarrow \infty$  wäre. Gleichzeitig kann aus dem tatsächlichen Verhalten der Zentralbank geschlos-

sen werden, daß für das Wechselkursziel  $\bar{e} > f$  galt, also zumindest in diesem Zeitraum eine Unterbewertung des CHF anvisiert wurde und gleichzeitig die Wirtschaftssubjekte auch eine solche Unterbewertungspolitik grundsätzlich erwarteten, also  $\bar{e}_0 > e_0$  galt.<sup>40</sup> Akzeptiert man diese Argumentation, dann kann vor dem Hintergrund der tatsächlichen Wechselkursentwicklung die Interventionspolitik der SNB als volliger Fehlschlag bezeichnet werden, da der CHF gegenüber dem Euro trotz der Intervention bis Ende 2010 massiv aufwertete, wie Abbildung 5.1 zeigt.<sup>41</sup> Diese Entwicklung setzte sich bis September 2012 bis weit unterhalb des kaufkraftparitäetischen Wechselkurses fort, wobei der CHF bereits seit etwa Mitte 2010 ggü. dem Euro real überbewertet war. Somit verbuchte die SNB nicht nur erhebliche Interventionskosten, sondern verfehlte auch komplett ihr Wechselkursziel, was mit starken Wohlfahrtsverlusten für die Zentralbank einhergegangen ist.<sup>42</sup>

Auch wenn die Entwicklung des CHF/Euro-Wechselkurses (zumindest ab 2010) im Kontext der sich zu diesem Zeitpunkt zusätzlichen europäischen Staatsschuldenkrise und den damit verbundenen Kapitalexporten in vermeintlich sichere Länder wie die Schweiz zu sehen ist, so kann doch das offenkundige Versagen der Interventionspolitik der SNB in dieser Zeit gerade im Vergleich zur erfolgreichen Interventionspolitik der Bundesbank im Jahre 1985 sehr wohl durch die modelltheoretischen Ergebnisse des Vitale-Modells erklärt werden. So impliziert das Vitale-Modell bei den angenommenen Parameterkonstellationen, daß die Zentralbank in der Tat einen Nettoankauf der Fremdwährung, also  $x^* > 0$  gemäß Gleichung (5.9) tätigt, obwohl die heimische Währung unterbewertet ist und somit durch den Ankauf Spekulationsverluste zu erwarten sind, wenn gleichzeitig von Seiten des Marketmakers eine allgemeine Unterbewertungsstrategie der Zentralbank erwartet wird, also  $\bar{e}_0 > e_0$  und das Wechselkursziel hinreichend Gewicht in der Nutzenfunktion besitzt,  $q$  also hinreichend groß ist.<sup>43</sup> Der Informationsgehalt der Intervention in Bezug auf die Fundamentalwertentwicklung wird jedoch im Vergleich zur Situation bei der Misalignmentbekämpfung durch die optimale Interventionsstrategie bei Verfolgung eines Wechselkursziels erheblich reduziert. So konvergiert  $Var(\tilde{F}|e^*)$  für  $q \rightarrow \infty$  zu  $\sigma_f^2$ , so daß (fast) nichts von der privaten Information bezüglich der Realisation des Fundamentalwechselkurses in die tatsächliche Preissetzung einfließt. Dies impliziert jedoch, daß in dieser Situation der Signalling-Effekt einer Devisenmarktintervention nicht mehr existent ist, da die Intervention keine für den Marketmaker

<sup>40</sup> Die grundsätzliche Erwartung der Wirtschaftssubjekte, ein Wechselkursziel über dem Fundamentalwert anzunehmen, kann insofern als plausibel angesehen werden, da der Zentralbank zur Geldwertstabilisierung effizientere geldpolitische Instrumente zur Verfügung stehen.

<sup>41</sup> Die Berechnung des KKP-Kurses erfolgte auf Grundlage der CPI-Indizes-Entwicklung für den Euroraum und die Schweiz sowie dem nominalen Kassawechselkurs in Preisnotierung aus Schweizer Sicht mit Daten von Ecwin.

<sup>42</sup> Offensichtlich führte dieses Ergebnis zu einer Neubewertung der Interventionspolitik bei der SNB, da zumindest zu Beginn des Jahres 2011 keine signifikanten Fremdwährungsankäufe in der Zentralbankbilanz mehr zu verzeichnen waren.

<sup>43</sup> Da der Koeffizient  $\gamma = 2q$  ist, dominiert dieser Teil der Interventionsstrategie die Gesamtnachfrage für  $q \rightarrow \infty$ . Obwohl dieser Effekt vom Marketmaker aus dem Gesamtauftragsfluß herauszufiltern ist, wird dann  $x^* > 0$  sein, also von Seiten der Zentralbank ausländische Währung unabhängig von  $f$  oder  $\bar{e}$  angekauft werden.

relevante Information enthält, wodurch  $\lambda \rightarrow 0$  geht. Dies bedeutet im Umkehrschluß jedoch nicht automatisch, daß eine Devisenmarktintervention mit der Prämisse einer Erreichung bzw. Aufrechterhaltung einer künstlichen Unterbewertung der heimischen Währung grundsätzlich ineffizient aus Sicht der Zentralbank ist, denn die Interventionsstrategie folgt bekanntlich einem Nutzenmaximierungskalkül, stellt also die bestmögliche Lösung aus Sicht der Zentralbank für eine gegebene Parameterkonstellation dar. So kann zumindest zu Beginn der SNB-Interventionsmaßnahmen im Jahr 2009 die Interventionsstrategie aus Sicht der Notenbank durchaus als Erfolg gewertet worden sein, da sich der Wechselkurs in diesem Zeitraum nur unwesentlich geändert hat, was gleichbedeutend mit einer Aufrechterhaltung der realen Unterbewertung des CHF ggü. dem Euro war. Zudem werden im Modell die Spekulationsverluste über die Differenz zwischen dem Fundamentalwert  $f$  und dem tatsächlichen Wechselkurs  $e^*$  definiert. In der Realität stellt jedoch die Gewinn- und Verlustrechnung in der Zentralbankbilanz die relevante Zielgröße dar, an der die Spekulationskosten der Interventionsstrategie gemessen werden. Diese orientiert sich aber im Gegensatz zu der Modellannahme an der Differenz zwischen dem Transaktionswechselkurs  $e^*$  und dem Wechselkurs zum jeweiligen Bilanzstichtag. Solange also der Wechselkurs nur geringfügigen Schwankungen unterliegt, werden sich somit auch die Interventionskosten in Grenzen halten.<sup>44</sup> Insofern wurde erst durch die Verwerfungen am Devisenmarkt in Folge der sog. „Eurokrise“ die Interventionspolitik der SNB maßgeblich erschwert. Interessanterweise gelang es der SNB aber im weiteren Verlauf ihrer Interventionsbemühungen auch nicht mehr, eine Umkehr der Wechselkursentwicklung herbeizuführen, obwohl der CHF/Euro-Wechselkurs ab Mitte 2010 sogar unter den kaufkraftparitätschen Kurs rutschte und somit die Interventionsbemühungen in dieser Phase prinzipiell stabilisierend in Richtung des Fundamentalwertes gewirkt hätten.

Insgesamt gerät man jedoch spätestens an dieser Stelle an die durch den Modellrahmen vorgegebenen Grenzen der wirtschaftspolitischen Analyse von Devisenmarktinterventionen. Streng genommen beschränkt sich die Interaktion zwischen Zentralbank und Devisenhändler auf den Moment der eigentlichen Intervention, umfaßt also optimistisch formuliert einen Zeitraum von einem Handelstag. Selbst wenn man diesen - unter großzügigster Auslegung der modellinhärenten Spielstruktur - auf eine Interventionsperiode ausweitet, wodurch sich der Zeitraum auf ein paar Tage erstreckt, erfordert eine sinnvolle Analyse der Wirksamkeit der Interventionspolitik wie z.B. die der SNB in den Jahren 2009 und 2010 eine dynamische Betrachtungsweise, die im Rahmen dieses Modellansatzes konzeptionell nicht geleistet werden kann. In diesem Zusammenhang kann auch die bereits angedeutete potentielle Erweiterung des Modells über ein wiederholtes Spiel mit diskreten Zeitabständen gemäß der im dritten Kapitel vorgestellten Vorgehensweise im Originalpapier von Kyle (1985) als nicht hinreichend betrachtet werden, da dies eine permanente Durchführung von Interventionsmaßnahmen implizieren würde und somit den Gegebenheiten auch von zusammenhängenden Interventionsmaßnahmen in der Realität widersprüche. Das Problem hierbei liegt darin, daß im Modell zu je-

<sup>44</sup> Dies erklärt auch den verhältnismäßig geringen, ausgewiesenen Spekulationsverlust der SNB im Jahr 2009, da hier die Aufwertung des CHF noch moderat gewesen ist.

dem Zeitpunkt die Zentralbank als Akteur am Devisenmarkt auftreten muß, also jeden Tag Devisenmarktinterventionen gemäß ihrer optimalen intertemporalen Interventionsstrategie durchführen wird, damit die Informationsstruktur in einem wiederholten Vitale-Modell konsistent mit den Modellannahmen ist. Demgegenüber finden, auch im Rahmen größerer Devisenmarktinterventionsbemühungen der meisten Zentralbanken, Devisenmarktinterventionen grundsätzlich sporadisch statt, so daß zwischen den einzelnen Interventionsoperationen teilweise mehrere Handeltage ohne Devisenankäufe bzw. -verkäufe liegen, was anhand der veröffentlichten tatsächlichen Interventionsdaten für nahezu alle Zentralbanken eindeutig dokumentiert ist. Diese „Pausen“ zwischen den einzelnen Interventionsrunden sind aber nicht mit den Prämissen des Modells vereinbar, da eine wesentliche Voraussetzung für das Funktionieren der Preisdynamik im Kyle-Modell der konstante Input privater Information bezüglich des Fundamentalwechselkurses über den Gesamtauftragsfluß darstellt, welcher aber eine aktive Beteiligung des einzigen informierten Händlers - nämlich der Zentralbank - zu jedem Zeitpunkt zwingend erforderlich macht.

Abgesehen von der zeitlichen Restriktion des Modellrahmens ergeben sich auch aus institutioneller Sicht Einschränkungen, die eine Bewertung der Interventionspolitik sowohl theoretisch als auch empirisch erschweren. Unter Berücksichtigung der im vorangegangenen Kapitel erläuterten Gegebenheiten in der Praxis des Devisenhandels vermag das Modell allenfalls einen Teil des komplexen dezentralisierten Devisenhandels abzubilden und zwar den brokergestützten Interdealer-Handel. Daraus sind die theoretisch abgeleiteten Implikationen auf die Wechselkursentwicklung prinzipiell auf dieses Marktsegment beschränkt. D.h., die mögliche Informationswirkung des Auftragsflusses über den Signalling-Kanal betrifft lediglich den jeweiligen Broker als Marketmaker in diesem speziellen System. In der Praxis wird die Zentralbank zudem üblicherweise nicht direkt als Händler in einem exklusiv für Devisenhändler zugänglichen und gesamtumsatztechnisch relevanten Brokermarkt wie z.B. dem EBS-System auftreten, sondern vielmehr über einen Devisenhändler einer (zumindest national bedeutenden) Geschäftsbank und unter der Prämisse, daß dieser den entsprechenden Auftrag über ein Interdealer-Brokersystem weitergibt (Neely, 2000b). Die Zielsetzung einer Zentralbank bei der Verfolgung eines Wechselkursziels kann aber nicht darin liegen, lediglich einen kurzfristigen Effekt auf den Wechselkurs in einem bestimmten Teilsegment des Devisenhandels zu erzielen, sondern eine Beeinflussung des Wechselkurses auf der Ebene des Gesamtmarktes anzustreben.

Hierfür ist wiederum von entscheidender Bedeutung, inwieweit sich der durch die Intervention ausgelöste Wechselkursimpuls im brokergestützten Interdealer-Markt auf die anderen Handelsplattformen im internationalen Devisenhandel niederschlägt und wie stark eine globale Beeinflussung der Erwartungsbildung auf der einen und der damit verbundenen Wechselkursbeeinflussung auf der anderen Seite ausfällt. Auf diese Problematik kann jedoch im Rahmen des Vitale-Modells keine Antwort gegeben werden, da dies eine Kombination aus verschiedenen markt-

mikrostrukturellen Ansätzen verlangt, um den jeweiligen Interaktionsbedingungen gerecht zu werden.<sup>45</sup>

### 5.1.1.2 Empirische Überprüfung

Die angeführten Aspekte lassen erkennen, daß eine empirische Überprüfung der Wirksamkeit des Signalling-Kanals auch im Rahmen dieses mikrostrukturellen Ansatzes ausgesprochen schwierig wird. D.h., ähnlich wie auch bei den in Kapitel Drei erwähnten empirischen Studien zur Überprüfung des Signalling-Kanals auf makroökonomischer Basis, findet auch im Kontext des Mikrostrukturansatz in erster Linie eine Überprüfung der grundsätzlichen Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen auf die Wechselkursentwicklung statt. Insofern erfolgt erneut lediglich eine indirekte Überprüfung der Wirkung des Signalling-Kanals, indem eine evtl. empirisch abgeleitete Beziehung zwischen Wechselkursentwicklung und Devisenmarktintervention auf diesen Kanal zurückgeführt wird.<sup>46</sup>

Die in dieser Hinsicht unternommenen Versuche beruhen im Wesentlichen auf Ansätzen, die im Rahmen von Ereignisstudien untersuchen, ob infolge einer Intervention eine systematische Veränderung der Wechselkursentwicklung zu beobachten war. Dabei kann zwischen Untersuchungen auf Basis von Intratagesdaten und solchen mit einem Zeithorizont von mehreren Tagen unterschieden werden. Zu den bekanntesten Studien der erstgenannten Klasse zählt dabei u.a. Dominguez (2003). Die oben bereits erwähnte grundsätzliche Problematik im Zusammenhang mit derartigen Studien auf Intratagesbasis besteht darin, daß dieses Verfahren keine Rückschlüsse zuläßt, ob eine evtl. signifikante Beeinflussung des Wechselkurses im Zusammenhang mit der Beeinflussung der allgemeinen Erwartungsbildung z.B. über den Fundamentalwechselkurs steht, wie es der Signalling-Kanal suggeriert, oder aber diese Beeinflussung lediglich auf die Liquiditätswirkung der Intervention zurückzuführen ist. Letzteres kann über den beschriebenen Hot-Potato-Effekt beim Ausgleich der Nettopositionen der Devisenhändler innerhalb eines Handelstages eine persistente Wirkung auf den Wechselkurs haben, die aber über das Ende des Handelstages hinaus keine Rolle mehr spielt. Derartige Wirkungen einer Devisenmarktintervention können somit fälschlicherweise im Rahmen einer solchen Eventstudie auf Intratagesbasis als Signalling-Effekt interpretiert werden. Daher können die Ergebnisse solcher Studien zur Überprüfung eines möglichen Signalling-Effektes oder anderer Wirkungskanäle von Devisenmarktinterventionen - trotz ihrer augenscheinlichen Popularität in der Literatur - als konzeptionell völlig

<sup>45</sup> Wünschenswert wäre in diesem Zusammenhang ein Modellansatz, bei dem die Rückwirkung der Beeinflussung des Gesamtauftragsflusses infolge der Intervention und eine evtl. damit verbundene Preisanpassung auf dem Interdealer-Broker-Markt auf andere Marktsegmente des Devisenhandels wie z.B. den direkten Interdealer-Handel wirkt und dadurch eine Beeinflussung der Erwartungsbildung auch auf andere Handelsplattformen zu beobachten sein wird. Zu den Schwierigkeiten hierbei sei auf die Ausführungen in Kapitel Vier verwiesen.

<sup>46</sup> Nichtsdestotrotz wird in vielen Studien explizit von einer Überprüfung des Signalling-Kanals gesprochen.

unbrauchbar angesehen werden. Eine zweite Klasse von Ereignisstudien ist in dieser Hinsicht ein wenig optimistischer zu beurteilen, da über die mehrtägige Betrachtungsweise eine Wechselkursbeeinflussung nicht an der reinen Liquiditätswirkung festgemacht werden kann. Zudem werden in diesen Ansätzen typischerweise Datensätze herangezogen, die einen repräsentativen Wechselkurs, wie z.B. den Kassakurs in London um 18:00:00 GMT, enthalten, was mit der Prämisse eines allgemeinen Wechselkursziels für die Zentralbank deutlich besser vereinbar ist.<sup>47</sup>

Nichtsdestotrotz besitzen solche Studien wie z.B. von Fatum und Hutchison (2003) den Nachteil, daß aufgrund der notwendigen Festlegung eines auf wenige (meist 10-15) Tage beschränkten Ereignisfensters immer noch ein verhältnismäßig geringer Zeithorizont betrachtet wird, der zudem einer gewissen Willkür bei dessen Festlegung unterliegt.<sup>48</sup> Insofern ist die bei der Definition der Effektivität einer Devisenmarktintervention verlangte und auch im Hinblick auf die Plausibilität eines Wechselkursziels im Allgemeinen vorausgesetzte Persistenz der Wirkung der Interventionsmaßnahme(n) auf den Wechselkurs im Rahmen einer derartigen empirischen Analyse kaum bzw. gar nicht nachzuweisen.

Eine alternative Methode zum (indirekten) Nachweis eines Signalling-Effektes von Devisenmarktinterventionen stellt demgegenüber eine Überprüfung der unmittelbaren Wirkung nicht auf den (Kassa-)Wechselkurs, sondern auf dessen Terminkurs dar. Der Vorteil einer derartigen Spezifikation besteht darin, daß der Terminkurs zum einen theoretisch von der Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte direkt beeinflußt werden sollte. Dies läßt sich z.B. aus der Gegenüberstellung von Terminwechselkurs und erwartetem Wechselkurs gemäß der gedeckten und ungedeckten Zinsparität ableiten.<sup>49</sup> In diesem Zusammenhang kann der Terminwechselkurs als Indikator für die Markterwartungen bezüglich der zukünftigen Wechselkursentwicklung aufgefaßt werden. Unter der Prämisse, daß die modifizierte Signalling-Hypothese von Vitale korrekt ist, sollte sich daher eine Intervention auch auf die Entwicklung des Terminwechselkurses auswirken. Zum anderen liegt der inhärente Zeithorizont bei der Betrachtung des Terminwechselkurses je nach Segment bei mehreren Monaten bis hin zu mehreren Jahren und ist somit sehr viel eher mit der Annahme einer persistenten Wirksamkeit der Intervention zu vereinbaren als Ereignisstudien auf Basis von Kassawechselkursen, die typischerweise nicht über ein 15-Tagesfenster hinausgehen (und bei solchen für Eventstudien ziemlich großen Zeitfenstern zumeist auch keinen signifikanten Zusammenhang mehr finden).

Im Folgenden soll daher eine (indirekte) empirische Überprüfung des Signalling-Kanals auf Grundlage des Vitale-Modells über die Betrachtung einer Ereignisstudie auf Basis des Terminwechselkurses für die Interventionen der Bundesbank, der

<sup>47</sup> Die Konzentration auf eine brokergestützte Interdealer-Plattform ist allein schon deswegen problematisch, da Zentralbanken üblicherweise mehrere Händler bei einer Intervention beauftragen, die wiederum diese Positionen auch in unterschiedlichen Plattformen sowohl im direkten als auch im brokergestützten Interdealer-Handel anbieten können.

<sup>48</sup> Zu den grundsätzlichen Vorgehensweisen und auch den Problemen bei der Verwendung von Eventstudien im Zusammenhang mit Devisenmarktinterventionen sei auf Neely (2005) verwiesen.

<sup>49</sup> Über die Zinsparitätentheorie läßt sich ableiten, daß der Terminwechselkurs im Falle der gedeckten Zinsparität durch den erwarteten Wechselkurs in der ungedeckten Zinsparität ersetzt wird.

Fed sowie des für Devisenmarktinterventionen in Japan zuständigen MoF erfolgen. Hierzu werden auf Basis der tatsächlichen Interventionsdaten für die betreffenden wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger die Auswirkungen der jeweils als Event definierten Interventionsmaßnahme auf den Terminwechselkurs analysiert. Wie oben erwähnt, existieren eine Reihe von Ereignisstudien zur Überprüfung der Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen im Allgemeinen wie der Untersuchung des Signalling-Kanals im Speziellen, die allerdings ausnahmslos auf Basis von Intratages- bzw. Tagesdaten zum Kassawechselkurs durchgeführt wurden. Die grundsätzliche Idee einer derartigen Ereignisstudie besteht darin, eine statistisch signifikante, zielgerichtete Beeinflussung des (Kassa-)Wechselkurses einer Intervention zuzurechnen. Das Problem bei der Überprüfung einer solchen Beziehung besteht jedoch darin, daß aufgrund der sporadischen Interventionstätigkeit keine durchgängigen Zeitreihen existieren. In einer klassischen (linearen) Regressions schätzung wird dieser Problematik über die Definition einer Dummyvariablen begegnet, die den Wert eins im Zeitablauf genau dann annimmt, wenn eine entsprechende Beobachtung, also z.B. eine Intervention, auftritt und den Wert Null in allen anderen Fällen um somit eine separate Betrachtung dieser Zeitpunkte zu ermöglichen. Insofern kann der Effekt einer Devisenmarktintervention in einem linearen Regressionsmodell über eine Interventionsdummyvariable  $I_t$  theoretisch überprüft werden, wobei  $I_t = 1$  gilt, wenn zum Zeitpunkt  $t$  eine Intervention (evtl. auch in eine bestimmte Richtung) durchgeführt wurde. Als abhängige Variable wird dabei typischerweise die Logrendite des nominalen Kassawechselkurses  $\ln(e_t) - \ln(e_{t-1}) = \Delta e_t$  auf der linken Seite der Regressionsgleichung untersucht. Eine idealtypische Regressionsgleichung zur Analyse der Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen auf den Wechselkurs entspricht damit folgender Struktur:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta I_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{i,t} + \varepsilon_t \quad (5.28)$$

Dabei bezeichnet  $\sum_{i=1}^k \gamma_i x_{i,t}$  sämtliche andere, erklärende Variablen der Logrendite des Wechselkurses und  $\varepsilon_t$  den Störterm der Regression. Eine Interventionsmaßnahme ist demzufolge genau dann effektiv, wenn in dieser Spezifikation der Parameter  $\beta$  signifikant verschieden von Null (und ggf. zusätzlich mit dem richtigen Vorzeichen) geschätzt wird. Das Problem in diesem allgemeinen Regressionsmodell nach Gleichung (5.28) besteht jedoch darin, geeignete Regressoren  $x_i$  zu finden, die die Wechselkursentwicklung außerhalb der Interventionsperioden (also bei  $I_t = 0$ ) erklären. Auf Basis eines makroökonomischen Wechselkursmodells bieten sich hierzu zwar potentiell makroökonomische Fundamentalfaktoren wie z.B. Geldmengen- und Zinsdaten an, jedoch sind diese Daten in der Regel nicht auf derselben zeitlichen Ebene verfügbar wie Wechselkurs- und Interventionsdaten und abgesehen davon aufgrund der im dritten Kapitel ausgiebig thematisierten, konzeptionellen Probleme dieser Modellansätze auch theoretisch denkbar ungeeignet, um die allgemeine Wechselkurserklärung zu erfassen. Eine Berücksichtigung von Variablen der mikrostrukturellen Modellierung der Wechselkursentwicklung wiederum scheitert in der Regel an der Verfügbarkeit insbesondere von Auftragsflussdaten.

Darüber hinaus fallen auch hier häufig die zeitliche Dimension der Auftragsfluß-, der Wechselkurs- und der Interventionsdaten auseinander.<sup>50</sup>

Um diese Problematik zu umgehen wird daher im Rahmen von Ereignisstudien zu Devisenmarktinterventionen lediglich auf die Schätzung der Beziehung zwischen  $\Delta e_t$  und  $I_t$  unter Vernachlässigung anderer Einflüsse auf den Wechselkurs abgestellt, wie u.a. in Humpage (2000) und Fatum und Hutchison (2003). Um ein solches Vorgehen ökonomisch zu rechtfertigen und gleichzeitig auch eine ökonometrisch belastbare Schätzung des Zusammenhangs zu gewährleisten, bedarf es dazu aber einer Abkehr von der klassischen Regressionsschätzung.<sup>51</sup> Stattdessen wird, ausgehend vom Zeitpunkt  $t$  des jeweiligen Interventionsevents auf die Veränderung der Logrendite unmittelbar nach (und ggf. auch unmittelbar vor) diesem Zeitpunkt abgestellt, um den postulierten Zusammenhang zu überprüfen. Die Idee hierbei ist es, eine systematische, also nicht zufällige (und zielgerichtete) Veränderung der Logrendite des Wechselkurses in Folge einer Interventionsmaßnahme zu identifizieren. Grundvoraussetzung hierfür ist jedoch die Festlegung eines Zeitfensters sowohl im Hinblick auf die Definition der Periode  $t$  des Ereignisses selbst, als auch des Zeitraums der Beeinflussung infolge (bzw. auch im Vorfeld) eines Interventionsevents. Ersteres ist im Zusammenhang mit Devisenmarktinterventionen deswegen problematisch, da Interventionsmaßnahmen oftmals über mehrere Tage oder sogar Wochen erfolgen, dabei aber die Markteingriffe in unregelmäßigen zeitlichen Abständen durchgeführt werden. So intervenierten bspw. die Fed und die Bundesbank in Folge des Plaza-Abkommens ab Ende September 1985 beide im US-Dollar/DM-Segment, jedoch an unterschiedlichen Tagen und in unterschiedlicher Intensität.<sup>52</sup> Um dieses Problem zu lösen müssen in einer solchen Eventstudie sog. Ereignisfenster definiert werden, die jeweils den Anfang und das Ende einer Interventionsmaßnahme vorgeben. Typischerweise orientieren sich diese an einer vorgegebenen Anzahl an Beobachtungspunkten, die zwischen den jeweiligen Interventionsdatenpunkten liegen. So wird von Fatum und Hutchison (2003) (deren Studie auf Tagesdaten basiert) bspw. ein Eventfenster als solches definiert, in dem zwischen zwei Interventionen maximal fünfzehn Tage liegen. D.h., ein Eventfenster wird durch den Zeitpunkt der ersten Interventionsmaßnahme, die mindestens 16 Handelstage nach der zuletzt beobachteten Intervention stattfindet und dem letzten Zeitpunkt eines Interventionstages definiert, der mindestens 16 Tage vor dem nächsten Interventionstag liegt. Dabei können zwischen den beiden Interventionstagen unterschiedlich viele weitere Inter-

<sup>50</sup> Zumindest Interventionsdaten sind in der Regel nur auf Tagesebene verfügbar, während Auftragsflußdaten lediglich aggregiert auf Tagesebene angegeben werden.

<sup>51</sup> Eine Regressionsschätzung  $\Delta e_t = \alpha + \beta I_t$  kann im Rahmen sämtlicher linearer Schätzmodelle ökonometrisch nicht sinnvoll durchgeführt werden, da aufgrund der fehlenden Stetigkeit der Regressormatrix auch keine mathematische Optimierung möglich ist.

<sup>52</sup> Die Bundesbank intervenierte in größerer Frequenz an mehreren Tagen (bis zu 9 Handelstagen) hintereinander, während die Fed im selben Zeitraum maximal an drei aufeinanderfolgenden Handelstagen im Markt aktiv wurde. Die (von den beiden Notenbanken mittlerweile zu Forschungszwecken veröffentlichten) historischen Daten hierzu sind u.a. auch von Fatum und Hutchison (2003) für ihre Studie herangezogen worden.

ventionen stattfinden, solange keine länger als 15 Handelstage vom vorhergehenden Interventionstag zurückliegt.<sup>53</sup>

Im Hinblick auf die Beeinflussung der Logrendite des nominalen Wechselkurses ist die Definition des Ereignisfensters insofern bedeutsam, als dies den Ausgangszeitpunkt der Analyse der Wirkung der Intervention auf den Wechselkurs markiert. Prinzipiell stellt sich bei einem Ereignisfenster von mehreren Beobachtungspunkten die Frage, wie die Berechnung der Veränderungsrate des Wechselkurses, also  $\Delta e_t = \ln(e_t - e_{t-1} / e_{t-1})$  nach der Intervention definiert wird. Dies gilt prinzipiell sowohl für die Bestimmung von  $e_t$  als auch für  $e_{t-1}$ . Letztere kann theoretisch z.B. über die Beobachtung des Wechselkurses zu einem bestimmten Zeitpunkt innerhalb des Interventionsfensters oder einem Durchschnittswert dieser Beobachtungen über das gesamte Ereignisfensters erfolgen. Typischerweise wird jedoch in diesem Zusammenhang auf die letzte Beobachtung des Wechselkurses vor dem Beginn des Interventionsfensters abgestellt.<sup>54</sup> In Bezug auf die Wahl von  $e_t$  besteht in diesem Zusammenhang ebenfalls ein gewisser diskretionärer Spielraum. Hierbei stellt sich nämlich das Problem, daß eine kurzfristige Betrachtung z.B. mit  $e_t$ , definiert als den Wechselkurs am nächsten Handelstag, nach dem Interventionsevent (also dem letzten Interventionszeitpunkt) zwar ökonometrisch korrekt wäre, aber die ökonomische Aussagefähigkeit der Analyse im Hinblick auf die Wirksamkeit der Intervention durch den extrem kurzen Zeitraum maßgeblich beeinträchtigt wird.

Dieser Problematik wird in der Eventstudien-Literatur in Analogie zu der Festlegung von Ereignisfenstern durch die Definition sog. Post-Event-Fenster entgegengetreten. Hierbei wird der Zeitraum für die Betrachtung der Veränderung des Wechselkurses auf  $t + i$  Perioden erweitert. D.h., der Zeitraum, auf dem die Logrendite im Rahmen einer Eventstudie definiert ist, wird hier sowohl durch die Länge des Ereignisfensters als auch die Länge des Posteventfensters bestimmt.<sup>55</sup> In diesem Zusammenhang wird das Posteventfenster häufig in unterschiedlichen Spezifikationen der Ereignisstudie auf bis zu  $i = 15$  Beobachtungszeitpunkten (also z.B. bei Fatum und Hutchison (2003) der Anzahl der Handelstage nach dem letzten Tag der Intervention) ausgedehnt. Durch die Ausdehnung des Beobachtungszeitraums der Wirkung auf die abhängige Variable über die zeitliche Streckung des Post-Event-Fensters kann damit potentiell aber auf eine (zumindest geringfügig) längerfristige Wirksamkeit der Interventionsmaßnahme auf den Wechselkurs getestet werden. Der Nachteil einer zu großen Ausdehnung des Post-Event-Fensters besteht jedoch darin, daß es hierdurch zu potentiellen zeitlichen Überlappungen zwischen Post-Event-

<sup>53</sup> Ein Ereignisfenster von 15 Tagen stellt von Fatum und Hutchison (2003) das längst mögliche Interventionsfenster dar. Die kürzeste Definition eines Eventfensters wird dabei mit zwei Handelstagen zwischen den Interventionstagen festgelegt.

<sup>54</sup> Dies entspricht dem Vorgehen von Fatum und Hutchison (2003) auf Tagesdaten. von Humpage (2000), dessen Studie auf Intratagesdaten basiert, wird stattdessen  $e_{t-1}$  an jedem Interventionshandelstag mit dem Kurs um 09:00 EST angegeben, da zu diesem Zeitpunkt die meisten Devisenhändler am New Yorker Handelsplatz ihren Arbeitstag beginnen.

<sup>55</sup> Dies stellt somit einen erheblichen Unterschied zu der zeitlichen Struktur von Logrenditen im Rahmen einer klassischen Regressionsschätzung dar.

Fenstern und nachfolgenden Event-Fenstern kommen kann.<sup>56</sup> Aufgrund der dabei zu erwartenden Verzerrungen der Ergebnisse der Studie im Hinblick auf die Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen besteht ein Anreiz, die Post-Event-Fenster vom Umfang her möglichst klein zu halten, wodurch sich ein Trade-Off-Problem bei der Bemessung der Länge des Post-Event-Fensters ergibt.

Aus konzeptioneller Sicht kann jedoch ein deutlich schwerwiegenderes Argument für eine Minimierung der Länge des Post-Event-Fensters angeführt werden. Denn selbst wenn ein statistisch signifikanter (intendierter) Effekt auf die Wechselkursentwicklung innerhalb eines (zeitlich beliebig) definierten Post-Event-Fensters nachgewiesen werden kann, stellt sich die Frage, ob diese Beeinflussung kausal auf die Intervention oder aber zumindest teilweise auf die im Rahmen der Ereignisstudie völlig vernachlässigten anderen Parameter der Wechselkursentwicklung zurückzuführen ist. Je weiter somit der Zeitpunkt der Intervention und das Ende des Post-Event-Fensters auseinanderliegen, umso wahrscheinlicher werden mögliche Effekte auf die Wechselkursentwicklung nicht durch die Interventionsmaßnahme, sondern durch andere Faktoren ausgelöst. Um die ökonomische Aussagefähigkeit der Ereignisstudie daher nicht zu verwässern, erscheint eine zeitlich eng begrenzte Definition des Post-Event-Fensters somit methodologisch angebracht zu sein, was sich jedoch im Hinblick auf die Effizienz-Definition für Devisenmarktinterventionen in Kapitel Zwei nicht mit der dort postulierten Persistenzannahme vereinbaren lässt. In Anbetracht dieser Tatsache stellen auch die z.B. bei Fatum und Hutchinson (2003) maximal betrachteten 15 Handelstage weder eine wirklich langfristige noch eine methodologisch angemessene Länge des Posteventfensters dar. Insofern können die (sehr positiven) Ergebnisse in Bezug auf die Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen in dieser Arbeit nicht als Nachweis für eine grundsätzliche Wirksamkeit bzw. erst recht nicht für die Effektivität von Interventionen im Sinne der Effizienz-Definition in dieser Arbeit angesehen werden.

Um unter Verwendung der Eventstudien-Methodologie eine zielgerichtete ökonometrische Untersuchung der Effektivität von Devisenmarktinterventionen über den Signalling-Kanal auf Basis eines mikrostrukturellen Modellansatzes durchzuführen, bedarf es demzufolge einer Modifikation in der Vorgehensweise. Anstelle der Betrachtung des nominalen Wechselkurses als abhängiger Variablen in der (reduzierten) Regressionsschätzung der Eventstudie soll daher nachfolgend der Terminwechselkurs für das jeweilige Währungspaar betrachtet werden. Im Gegensatz zum Kassamarkt fallen bei einem Termingeschäft am Devisenmarkt der Zeitpunkt der Preis- bzw. der Wechselkursfestlegung und der Zeitpunkt der Transaktion (also dem Tausch der jeweiligen Währungen) auseinander. Ein Termingeschäft eröffnet somit einem Händler die Möglichkeit, zu einem beliebigen Zeitpunkt  $t$  einen Wechselkurs für eine geplante Währungstransaktion in der Zukunft  $T$  unabhängig von der Entwicklung des Kassakurses zwischen  $t$  und  $T$  festzulegen. Der Terminwechselkurs  $e_t^T$  gibt in diesem Fall den zugehörigen Wechselkurs (in Preisnotierung aus Inlandsicht) an, den ein anderer Händler zum Zeitpunkt  $T$  unabhängig vom dann geltenden Kassawechselkurs  $e_T$  akzeptiert, um ein bestimmtes Volumen des ent-

<sup>56</sup> Dieses Problem kann allerdings vermieden werden, wenn die maximale Länge des Eventfensters die maximale Länge des Posteventfensters nicht übersteigt.

sprechenden Währungspairs zu tauschen.<sup>57</sup> Insofern zieht ein Termingeschäft am Devisenmarkt zumindest für den Anbieter das Eingehen eines Wechselkursrisikos nach sich, das sich dieser typischerweise in Form einer Risikoprämie vom Nachfrager des Termingeschäfts bezahlen läßt. Daher fallen in der Regel Kassawechselkurs und Terminwechselkurs zu einem Zeitpunkt  $t$  auseinander.<sup>58</sup> Tatsächlich werden Termingeschäfte sowohl zu Absicherungszwecken (Hedges) als auch zu Spekulationszwecken von Marktteurem am Devisenmarkt genutzt.<sup>59</sup> Der Zeithorizont eines Termingeschäfts am Devisenmarkt, also der Zeitraum zwischen  $t$  und  $T$ , variiert dabei von einem Tag bis hin zu mehreren Jahren, wobei für die wichtigsten Zeiträume in fast allen Währungsparen Datenreihen (mindestens) auf Tagesebene analog zu den Kassakursen zur Verfügung stehen.

Ein Hauptargument für die Nutzung von Terminwechselkursen anstelle der üblichen Kassakurse in einer Eventstudie zur Überprüfung der Wirksamkeit bzw. Effektivität von Devisenmarktinterventionen besteht folglich darin, daß der Zeithorizont einer Untersuchung durch die implizit längerfristige Ausrichtung des Terminwechselkurses vergrößert wird und somit eine Lösung für die zuvor beschriebene zu kurzfristige Betrachtung bestehender Eventstudien darstellen könnte. Kann nämlich nachgewiesen werden, daß Devisenmarktinterventionen einen statistisch signifikanten Einfluß auf die Entwicklung von längerfristig orientierten Terminwechselkursen ausüben, wird dadurch automatisch eine über den Tag der Terminwechselkursbeinflussung hinausgehende Wirkung wenigstens für die Dauer des Termingeschäfts impliziert, da es zumindest das Verhalten der am Termingeschäft beteiligten Akteure in diesem Zeitraum potentiell beeinflussen kann. Dieses Verhalten ist insbesondere im Hinblick auf den Zusammenhang zwischen Termin- und Kassawechselkurs von Bedeutung. In der Theorie wird der Terminwechselkurs häufig als Marktprognose für den zukünftigen Kassawechselkurs aufgefaßt. Da sich der Terminwechselkurs als Marktpreis aller Termingeschäfte zu einem Zeitpunkt  $t$  ergibt, spiegelt er dabei den über alle Händler kumulierten Erwartungswert des zukünftigen Kassawechselkurses wider. Dies ist genau dann der Fall, wenn die Marktteure vollständig rational handeln und gleichzeitig der Terminmarkt ähnlich wie der Kassamarkt die zur Verfügung stehenden Informationen bezüglich der zukünftigen Wechselkursentwicklung vollständig nutzen, also der Terminmarkt effizient ist. Dieser Zusammenhang zwischen Terminwechselkurs und zukünftig erwarteten Wechselkurs wird u.a. bei der Herleitung von der gedeckten zur ungedeckten Zinsparität genutzt. Akzeptiert man diesen, freilich in der überwältigenden Mehrzahl der empirischen Studien nicht eindeutig bestätigten, Prognosegehalt des Terminwechselkurses für den zukünftigen Kassawechselkurs, dann kann auch im Rahmen der zuvor erläuterten Eventstudien-Methodologie von Devisenmarktintervention über den Terminwechselkurs theoretisch eine persistente Wirkung auf die tatsächliche Kassawechselkursentwicklung abgeleitet werden, da der Einfluß auf  $\Delta e^T$  unter dieser Prämisse

<sup>57</sup> Typischerweise wird hierbei festgelegt, ob ein Ankauf oder ein Verkauf einer bestimmten Währung von einem Händler erfolgt.

<sup>58</sup> Diese Differenz wird in der Literatur auch als Swap-Satz bezeichnet.

<sup>59</sup> Das Volumen aller reinen Terminmarktgeschäfte am Devisenmarkt beträgt ca. 475 Mrd. US-Dollar im Jahr 2010 und hat sich seit 1998 fast vervierfacht (BIS, 2010).

gleichzeitig einen Rückschluß auf die zukünftige (erwartete) Wechselkursentwicklung gemäß  $\Delta e_t^T = E[e_T | \Omega_t]$  zuläßt.

Ein weiterer Vorteil der Nutzung des Terminwechselkurses besteht darin, daß er nicht nur auf eine allgemeine Wirksamkeit der Intervention schließen läßt, sondern auch auf die Art dieser Beeinflussung. Ausgehend von der – wie zuvor erläutert u.a. über die Zinsparitätentheorie ableitbare – Prämisse, daß der Terminwechselkurs die Erwartungen der Marktteilnehmer bezüglich des zukünftigen Wechselkurses wider- spiegelt, kann im Umkehrschluß gefolgt werden, daß eine Veränderung des Ter- minwechselkurses auf eine Veränderung der Erwartungsbildung der Marktakteure zurückzuführen ist. Genauer gesagt kann in diesem Kontext eine Preisanpassung auf dem Terminmarkt durch eine Veränderung des Verhaltens der Anbieter eines Termingeschäfts ausgelöst werden, das wiederum maßgeblich von ihren Erwartun- gen im Hinblick auf die Entwicklung des zukünftigen Wechselkurses abhängt. In- sofern kann eine Beeinflussung des Terminwechselkurses unmittelbar nach einer Interventionsmaßnahme am Devisenmarkt als Indiz für eine Beeinflussung der Er- wartungsbildung hinsichtlich der zukünftigen Wechselkursentwicklung durch diese wirtschaftspolitische Maßnahme aufgefaßt werden.

Tatsächlich entspricht diese Interpretation aber genau der Idee der Signalling- Hypothese, da hier durch eine Intervention entweder Erwartungen hinsichtlich der zukünftigen Geldpolitik und damit der zukünftigen Fundamentalwertentwicklung assoziiert werden (in der klassischen Definition nach Mussa), oder aber allgemein durch die Intervention die Erwartungsbildung der Devisenhändler dahingehend be- einflußt wird, daß sie ihre optimale Handelsstrategie anpassen, was in der mi- krostrukturellen Vorstellung des Devisenmarktes zu einer signifikanten Veränderung des Preisbildungsprozesses auf dem (Kassa-)Devisenmarkt führt (wie in der modifi- zierten Signalling-Hypothese gemäß Vitale). Der Unterschied zwischen den beiden Hypothesen besteht letztlich darin, daß ein Signalling-Effekt von Vitale (1999) be- reits durch eine völlig unspezifische Veränderung der Erwartungsbildung ausgelöst werden kann, also nicht zwangsläufig eine tatsächliche Veränderung der geldpoli- tischen Strategie der Notenbank implizieren muß.<sup>60</sup>

Demzufolge kann eine signifikante Beeinflussung des Terminwechselkurses vor dem Hintergrund des Vitale-Modells nicht nur als Nachweis für eine persistente Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen auf die Wechselkursentwicklung an- gesehen, sondern gleichzeitig auch als Bestätigung der modifizierten Signalling- Hypothese interpretiert werden. D.h., über die Verwendung des Terminwechselkur- ses als abhängiger Variablen in einer Eventstudien-Analyse der Auswirkung von Devisenmarktinterventionen kann unmittelbar auch auf die potentielle Wirksam- keit des Signalling-Kanals geschlossen werden. Dies stellt aber einen erheblichen Vorteil im Vergleich zu den bestehenden Untersuchungen auf Grundlage des Kassa- wechselkurses im Hinblick auf die empirische Überprüfung des Signalling-Kanals dar. In Studien wie z.B. Fatum und Hutchison (2003) wird die Wirksamkeit des Signalling-Kanals aus dem (sehr kurzfristigen) (signifikanten und zielgerichteten)

<sup>60</sup> Wie bereits in den Ausführungen zum Vitale-Modell erläutert, kann ein Signalling-Effekt in diesem Zusammenhang z.B. über eine Änderung der Erwartungen bezüglich des (zukünftigen) Verhaltens der Marktteilnehmer ausgelöst werden.

Effekt der Interventionsmaßnahme auf den Kassawechselkurs geschlossen, was sowohl theoretisch als auch empirisch höchst fragwürdig erscheint.<sup>61</sup> Hierin zeigt sich auch eines der wesentlichen Charakteristika der bestehenden Eventstudien zur Analyse von Devisenmarktinterventionen, nämlich das diese nicht auf einem konkreten theoretischen Modellansatz basieren, wodurch eine objektive ökonomische Interpretation der Ergebnisse deutlich erschwert wird, gerade in Bezug auf die Kausalitätsbeziehung zwischen Intervention und Wechselkursentwicklung im Hinblick auf einen konkreten Wirkungskanal.

Demgegenüber kann eine Eventstudie auf Basis des Terminwechselkurses sehr wohl als zumindest indirekte empirische Überprüfung des Vitale-Modells betrachtet werden, sofern sich die ökonometrische Umsetzung an den Gegebenheiten des Modells orientiert. Grundvoraussetzung hierfür ist jedoch, daß der Terminwechselkurs tatsächlich als Proxy für den zukünftig erwarteten Wechselkurs angesehen werden kann, da in diesem Fall auf eine Beeinflussung der Erwartungsbildung im Sinne der Signalling-Hypothese von Vitale geschlossen werden kann. Umgekehrt ist diese Voraussetzung jedoch genau dann erfüllt, wenn die Marktakteure vollständig rational in einem effizienten Finanzmarkt agieren, was aber wiederum im Vitale-Modell auch unterstellt wird, so daß die Methodologie der modifizierten Eventstudie konsistent mit den theoretischen Vorgaben ist. Insofern können auch die empirischen Resultate der Eventstudie auf Basis des Terminwechselkurses vor dem Hintergrund der Modellergebnisse ökonomisch sinnvoller interpretiert werden, da hier die Umsetzung zumindest in Teilen an einem theoretischen Modellrahmen – nämlich das Vitale-Modell – orientiert und angepaßt wird.

Ein dritter wesentlicher Aspekt, der für die Verwendung von Terminwechselkursen in Eventstudien spricht, stellt auf das von Neely (2005) eindrücklich aufgezeigte Problem der Simultanität klassischer Eventstudien ab. Ähnlich wie in der durch Gleichung (5.28) dargestellten Regressionsschätzung wird auch bei einer Eventstudie von einer impliziten Kausalität der Interventionsmaßnahme in Richtung des Wechselkurses ausgegangen. Diese Kausalität kann jedoch aus einer durch die Eventstudienmethodologie beschriebenen Überprüfung nicht ökonometrisch abgeleitet werden.<sup>62</sup> Das Problem bei der Interpretation einer solchen Schätzung in Bezug auf Kassawechselkurs und Devisenmarktinterventionen besteht darin, daß eine statistisch signifikante Beziehung der beiden Variablen auch auf eine umgekehrte Beeinflussung, also des Wechselkurses in Richtung der Interventionstätigkeit einer Notenbank, zurückgeführt werden kann. Eine derartige Beziehung wird theoretisch über sog. Reaktionsfunktionen der Zentralbanken dargestellt, deren empirische Überprüfung anhand einer Regressionsanalyse möglich ist, in der die Intervention

<sup>61</sup> Aus theoretischer Sicht spricht gegen eine derartige Schlußfolgerung, daß gerade bei dem sehr kurzen Zeithorizont der Untersuchung sowohl Portfolio-Balance-Effekte, als auch insbesondere Liquiditätseffekte ursächlich für die Reaktion der Wechselkursanpassung sein könnten, während in empirischer Hinsicht der grundsätzlich zu kurze Zeithorizont der Analyse, als auch die fehlende Berücksichtigung anderer Faktoren der Wechselkursentwicklung in der Eventstudien-Methodologie (wie oben beschrieben) bei einem solchen Vorgehen zu kritisieren sind.

<sup>62</sup> Tatsächlich zeigt eine Eventstudie lediglich Korrelationen zwischen den jeweiligen Variablen auf.

die abhängige und der nominale Wechselkurs eine der erklärenden Variablen darstellt, also z.B.:

$$I_t = \alpha + \beta f(e_t) + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (5.29)$$

In Gleichung (5.29) impliziert ein signifikanter Parameter  $\beta$  somit, daß ein bestimmter funktionaler Zusammenhang in Abhängigkeit des aktuell beobachteten Wechselkurses  $f(e_t)$  existiert, der über die Durchführung einer Interventionsmaßnahme neben anderen möglichen Faktoren  $y_t$  entscheidet. Eine solche Reaktionsfunktion ist dabei ökonomisch absolut plausibel. So könnte  $f(e_t)$  bspw. eine Untergrenze der Abweichung des nominalen Wechselkurses von der Fundamentalbewertung (also z.B. der KKP-Bewertung) darstellen.

Eine solche Reaktionsfunktion entspricht demnach dem in der traditionellen Auseinandersetzung mit Devisenmarktinterventionen häufig angeführten Motiv der Misalignmentbekämpfung einer Zentralbank.<sup>63</sup> In diesem Fall wird aber bei einer Schätzung des umgekehrten Zusammenhangs gemäß Gleichung (5.28) möglicherweise ein Zusammenhang zwischen Interventionsmaßnahme und Wechselkursveränderung geschätzt, der eine genau entgegengesetzte Kausalitätsbeziehung suggeriert.

Das Problem bei einer eindimensionalen Schätzung der Wechselkursentwicklung in Abhängigkeit von der Interventionstätigkeit besteht folglich darin, daß eine mögliche umgekehrte kausale Beziehung der beiden Variablen komplett außer Acht gelassen wird, wodurch eine potentielle Verzerrung bei der Schätzung der Wirksamkeit der Interventionstätigkeit in diesem ökonometrischen Rahmen auftritt. Dieses sog. Simultanitätsproblem stellt damit eine generelle konzeptionelle Schwäche aller Eventstudienansätze dar (Neely, 2005).<sup>64</sup> Durch die Verwendung des Terminwechselkurses wiederum kann dieses Problem zumindest ansatzweise gelöst werden, da aus ökonomischer Sicht eine analoge Abhängigkeit von der Reaktionsfunktion der Zentralbank wie in Gleichung (5.29) vom Terminwechselkurs unplausibel erscheint.<sup>65</sup> Insofern wird bei einer einfachen Betrachtung des Zusammenhangs der Veränderung des Terminwechselkurses  $\Delta e_t^T$  und eines Interventionereignisses  $I_t$  über

$$\Delta e_t^T = f(I_t) \quad (5.30)$$

auf den ersten Blick keine Verzerrung der Schätzung durch einen simultanen Zusammenhang von  $I_t = g(\Delta e_t^T)$  zu erwarten sein. Daher kann über die Verwendung

---

<sup>63</sup> Siehe hierzu Kapitel Drei.

<sup>64</sup> Eine Lösung dieses Problems gelingt allenfalls dann, wenn es ökonomisch plausible strukturelle Unterschiede bspw. in zeitlicher Hinsicht im Hinblick auf die kausale Beeinflussung in die jeweiligen Richtungen gibt. So kann z.B. davon ausgegangen werden, daß die Reaktion einer Zentralbank auf die Wechselkursentwicklung langsamer erfolgt als die Reaktion der Devisenhändler auf eine Interventionsmaßnahme, zumindest wenn der Zeithorizont sehr gering ist. Siehe hierzu Neely (2005).

<sup>65</sup> Dies würde nämlich implizieren, daß die Zentralbank den Terminwechselkurs als (Haupt-)Zielgröße in ihrer Interventionsstrategie berücksichtigt.

des Terminwechselkurses dem Simultanitätsproblem bei Eventstudien auf Basis des Kassawechselkurses potentiell entgegengewirkt werden.<sup>66</sup>

Aufbauend auf diesen methodologischen Vorüberlegungen wird im Folgenden eine Eventstudie des indirekten Zusammenhangs zwischen Terminwechselkurs und Intervention durchgeführt. Analog zu anderen Eventstudien von Devisenmarktinterventionen wird dabei das Eventfenster über die Interventionstätigkeit der jeweiligen Zentralbanken definiert. Hierfür werden Interventionsdaten im DM/US-Dollar-Markt auf Tagesbasis sowohl für die Bundesbank, als auch für die Fed von Januar 1978 bis Dezember 1996 ausgewertet.<sup>67</sup> Zusätzlich werden auch die Interventionsdaten des für Devisenmarktoperationen in Japan zuständigen MoF von Mai 2001 bis Juli 2012 im Yen/US-Dollar-Markt analysiert, die von der Datenstruktur her denen der Fed und der Bundesbank entsprechen.<sup>68</sup>

Der unterschiedliche Zeitraum der beiden Datensätze erklärt sich dabei zum einen aus der Tatsache, daß weder die Bundesbank (bzw. später die EZB) noch die Fed seit 1996 signifikante Interventionen durchgeführt haben. Zum anderen ermöglicht die Betrachtung des späteren Zeitraums in Japan (die Interventionsdaten stehen grundsätzlich seit 1991 zur Verfügung) eine Gegenüberstellung verschiedener wirtschaftspolitischer Rahmenbedingungen, die vor dem Hintergrund des Vitale-Modells ökonomisch interpretierbar werden. Hierbei ist insbesondere die Tatsache zu nennen, daß in Japan ein „geheimes“ Wechselkursziel im Sinne der Definition von Vitale (1999) existierte, während eine derartige Praxis weder für die Fed noch für die Bundesbank im Zeitraum ihrer Interventionstätigkeit bis 1996 belegt ist. Die genaue Höhe dieses Wechselkursziels wird in der Literatur kontrovers diskutiert, kann jedoch für den Zeitraum von 2003 bis 2004 mit einiger Sicherheit in einem Bereich von 120-125 Yen/US-Dollar angenommen werden (Bernal, 2006).

Während in traditionellen Ansätzen auf Basis einer Eventstudie verschiedene Eventfenster mit teilweise sehr langen Zeiträumen zwischen einzelnen Interventionstagen betrachtet werden, wird in dieser Analyse eine sehr enge Definition bezüglich der zeitlichen Wirkung eines Interventionseignisses vorgenommen. So wird eine Intervention als Event definiert, wenn einmalig oder an mehreren – direkt aufeinander folgenden – Handelstagen positive Handelsvolumina in dieselbe Interventionsrichtung (in allen Fällen Ankauf bzw. Verkauf von US-Dollar) zu beobachten waren. Dies bedeutet, daß eine Intervention zum Zeitpunkt  $t$  und eine (gleichgerichtete) Intervention zum Zeitpunkt  $t + 2$  jeweils zu einem getrennten Interventionsfenster gehören, wenn sich zum Zeitpunkt  $t + 1$  ein Interventionsvo-

---

<sup>66</sup> In gewisser Weise stellt der Terminwechselkurs somit eine Art Instrumentenvariable für den Kassawechselkurs dar.

<sup>67</sup> Dieser Datensatz entspricht prinzipiell den u.a. in Fatum und Hutchison (2003) genutzten Daten, auch wenn Fatum und Hutchison (2003) lediglich die Teilperiode von 1985 bis 1995 betrachten und auf gemeinsame Interventionen abstellen.

<sup>68</sup> Diese Daten werden vom MoF auf ihrer Homepage zur Verfügung gestellt und enthalten wie auch die Daten für die Bundesbank und die Fed jeweils auch die genauen Interventionsvolumina an jedem Handelstag.

lumen von Null eingestellt hat.<sup>69</sup> Im Gegensatz zu den bestehenden Eventstudien erfolgt diese zeitliche Festlegung jedoch nicht willkürlich, sondern ist an der theoretischen Modellierung von Vitale (1999) orientiert, in der die potentielle Interventionswirkung ebenfalls innerhalb eines Handelstages stattfindet und somit vor dem Hintergrund der beschriebenen Schätzprozedur im Hinblick auf einen Erwartungsbildungseffekt auch unmittelbar auf den Terminwechselkurs wirken sollte.<sup>70</sup> Die (theoretisch nicht implizierte) Zusammenfassung der an nachfolgenden Tagen stattfindenden Intervention ist im Rahmen der empirischen Studie notwendig, um evtl. Verzerrungen durch Überlappung von Event- und Posteventfenstern zu vermeiden.<sup>71</sup> Der ökonometrische Vorteil dieser theoretisch bedingten engen Definition des Eventfensters im Vergleich zu anderen Studien besteht darin, daß hierdurch eine wesentlich größere Anzahl an Events betrachtet werden kann, was sich positiv auf die Aussagefähigkeit der statistischen Tests auswirkt.

Um die Auswirkungen auf den Terminwechselkurs zu untersuchen, bedarf es zunächst einer Festlegung des Zeithorizonts des Termingeschäfts. Diese Auswahl wird hier jedoch maßgeblich von der Datenverfügbarkeit beeinflußt. Während Terminwechselkurse standardmäßig für nahezu alle Zeiträume von einer Woche bis zu 3 Jahren für die meisten Währungspaare heutzutage in den gängigen Datenbanken zur Verfügung stehen, sind ältere Daten auf Tagesbasis vor 1991 nur sehr schwer zugänglich. Für den gesamten in dieser Studie betrachteten Zeitraum der Interventionen der beiden Notenbanken stehen daher lediglich die Daten für den 3-Monats-Terminkurs bezogen auf den Handelsplatz Frankfurt (angegeben als Mittelwerte über den jeweiligen Handelstag) zur Verfügung.<sup>72</sup> Dennoch erscheint die Verwendung dieses Terminwechselkurses sowohl in empirischer als auch in ökonomisch konzeptioneller Hinsicht durchaus plausibel. Ein aus empirischer Sicht anzuführendes Argument für die Nutzung des 3-Monats-Kurs stellt die Tatsache dar, daß dieser Zeithorizont für Termingeschäfte zu den umsatzstärksten und von den Marktteilnehmern am häufigsten beobachteten Teilmärkten des Devisenterminmarktes zählt.<sup>73</sup> Aus ökonomisch konzeptioneller Sicht wiederum ist die Prognosequalität des 3-Monats-Terminkurses höher einzuschätzen als ein längerfristiges Termingeschäft mit einer Laufzeit von sechs Monaten oder mehr. Da die Idee der Nutzung des Terminwechselkurses u.a. darin besteht, die Dauerhaftigkeit einer Interventi-

<sup>69</sup> Bei Fatum und Hutchison (2003) betrug die minimale betrachtete Differenz z.B. zwei Handeltage zwischen den Interventionen und die tatsächlich genutzte sogar 15 Handelstage, so daß hier die beiden Interventionen immer zu einem Interventionsfenster zusammengefaßt worden wären.

<sup>70</sup> Die häufig im Zusammenhang mit der Wirkung von Devisenmarktinterventionen postulierte zeitlich (um mehr als einen Handelstag) verzögerte Wirkung von Devisenmarktinterventionen auf den Wechselkurs ist nicht mit der Modellstruktur von Vitale (1999) vereinbar.

<sup>71</sup> Die theoretische (Signal-)Wirkung einer Intervention wird im Modell innerhalb eines Handeltages abgeleitet, da das Vitale-Modell auf der einperiodigen Variante des Kyle-Modells basiert.

<sup>72</sup> Die Daten wurden freundlicherweise von der Bundesbank für diese Studie zur Verfügung gestellt.

<sup>73</sup> Ein Großteil der Swapgeschäfte am Devisenmarkt erfolgt z.B. auf einer 3-Monatsbasis. Zudem wird dieser Zeithorizont auch sehr häufig für Wechselgeschäfte zur Verrechnung im internationalen Güterhandel verwendet, die vor allem für den betrachteten Zeitraum bis 1996 volumenmäßig von großer Bedeutung waren.

onsmaßnahme auf die Wechselkursentwicklung zu überprüfen, stellt andererseits der 3-Monats-Zeitraum eine erhebliche Verbesserung ggü. den max. 15 Handels-tagen bei z.B. Fatum und Hutchison (2003) dar. Daher kann die Verwendung des 3-Monatskurs als Kompromiss für den Trade-Off zwischen der (ökonomisch zwingend vorausgesetzten) Prognosequalität und der Persistenz der Wirkung angesehen werden. Dieser Argumentation folgend wird bei der Analyse der japanischen Interventionen der Yen/US-Dollar Terminwechselkurs – trotz der potentiell größeren Auswahl an Tagesdaten für Terminwechselkurse mit unterschiedlichem Zeithorizont – ebenfalls als 3-Monats-Kurs herangezogen.<sup>74</sup>

Bei der Festlegung des Post-Event-Fensters, auf dessen Basis die Veränderung des 3-Monats-Terminkurses  $\Delta e_t^{3M}$  infolge eines Interventionseignisses bestimmt wird, kann vor dem Hintergrund der theoretischen Vorgaben durch das Vitale-Modell sowie der vorgenommenen Abgrenzung der Ereignisfenster eine sinnvolle Untersuchung der Wirksamkeit des Signalling-Kanals nur auf Basis der unmittelbaren Wirkung zielgerichtet sein. Daher beschränkt sich das Post-Event-Fenster jeweils nur auf den nächsten Handelstag nach einem Interventionsevent, was gleichzeitig eine zeitliche Überlappung zwischen verschiedenen Event-Fenstern und Post-Event-Fenstern ausschließt.

Die Schätzidee bei einer Eventstudie besteht grundsätzlich darin, ausgehend von der jeweiligen Ereignisdefinition zu überprüfen, ob ein statistisch signifikanter Effekt auf die als abhängige Variable definierte Größe festzustellen ist. Es stellt sich in diesem Zusammenhang allerdings die Frage, inwiefern eine solche statistische Überprüfung möglich ist, da die zu diesem Zweck üblicherweise herangezogenen parametrischen Testverfahren im Rahmen einer Eventstudie nicht anwendbar sind. Daher stellen Eventstudien bei einer Überprüfung der Wirkung eines Events auf eine Zielgröße nicht wie Regressionsschätzungen auf den quantitativen, sondern lediglich auf den qualitativen Aspekt der Beeinflussung ab. Zu diesem Zweck werden in einem ersten Schritt sog. Erfolgskriterien definiert, die auf Grundlage der theoretischen Überlegungen für den zu untersuchenden ökonomischen Sachverhalt ausgewählt werden. Im Rahmen der traditionellen Eventstudienanalysen in Bezug auf Devisenmarktinterventionen, wie z.B. auch in Fatum und Hutchison (2003), wird dabei u.a. ein Erfolgskriterium herangezogen bei dem ein Interventionseignis  $EVENT_i$  als „erfolgreich“ angesehen wird, wenn eine Wechselkursveränderung im entsprechend definierten Posteventfenster zu beobachten war, die in Richtung der Intervention erfolgte. D.h., ein Interventionseignis ist genau dann erfolgreich, wenn eine Intervention zugunsten der ausländischen Währung ( $I_t > 0$ ) mit einer Abwertung der heimischen Währung im Posteventfenster ( $\Delta e_t > 0$ ) einhergeht und umgekehrt. Ausgehend von dieser Erfolgsdefinition werden dann in einem zweiten Schritt alle  $i = 1, \dots, n$  definierten Events  $EVENT_i$  hinsichtlich dieses Erfolgskriteriums unabhängig voneinander überprüft. Die daraus resultierende Folge von als erfolgreich (Wert = 1) bzw. nicht erfolgreich (Wert = 0) gekennzeichneten Events  $\{EVENT_1 = 1 \vee 0, EVENT_2 = 1 \vee 0, \dots, EVENT_n = 1 \vee 0\}$  stellt dann die Grundla-

<sup>74</sup> Die Daten stammen dabei von Ecwin und geben den Durchschnittswert über den Handelstag an. Alle Wechselkurse sind in Mengennotierung aus US-amerikanischer Sicht angegeben.

ge für eine statistische Überprüfung der (qualitativen) Wirksamkeit der Interventionsmaßnahmen auf die Wechselkursentwicklung dar.<sup>75</sup>

In Bezug auf die in dieser Studie im Vordergrund stehende Analyse der Wirkung von Interventionen auf den Terminwechselkurs kann ebenfalls sowohl aus theoretischer als auch aus empirischer Sicht eine Überprüfung dieses Zusammenhangs auf Grundlage dieses so charakterisierten Erfolgskriteriums sinnvoll durchgeführt werden. Aus theoretischer Sicht ist dieses Vorgehen deswegen angemessen, weil eine zielgerichtete Veränderung des Terminwechselkurses, wie oben ausführlich erläutert, im Sinne des Vitale-Modells als eine Bestätigung für eine persistente Beeinflussung der Erwartungsbildung der Devisenhändler und damit auch der längerfristigen Wechselkursentwicklung anzusehen ist.<sup>76</sup> Demzufolge wird ein Interventionsevent vor dem Hintergrund dieser Analyse als erfolgreich definiert, wenn im Rahmen einer Interventionsmaßnahme, in der US-Dollar von einer Zentralbank angekauft werden, der Terminwechselkurs (angegeben in Mengennotierung aus US-Sicht) steigt bzw. wenn bei einem Verkauf von US-Dollar der Terminwechselkurs sinkt.<sup>77</sup> Tatsächlich ist eine derartige Definition für den Erfolg einer Interventionsmaßnahme sogar mit der Signalling-Hypothese nach Mussa (1981) vereinbar, also deutlich enger gefaßt als von Vitale (1999), da eine Intervention bei letzterem theoretisch auch effektiv in die entgegengesetzte Richtung der Intervention sein kann. Dennoch erscheint die traditionellere Definition hier aufgrund der ökonomisch plausibleren Intention und der größeren Vergleichbarkeit mit bestehenden Studien trotzdem sinnvoller zu sein. Ausgehend von dieser Definition wird dann auf Grundlage der Daten bei der Durchführung der Eventstudie für alle definierten Events in den jeweiligen Zeitreihen für alle drei Länder und betrachteten Zeiträume einem beliebigen Interventionsevent  $EVENT_i$  ein Wert zugeordnet, der analog zur Erfolgsdefinition bei Fatum und Hutchison (2003) den Wert eins annimmt, wenn diese Bedingungen erfüllt sind und ansonsten den Wert Null:

$$EVENT_i = \begin{cases} 1, & \text{wenn } (I_t > 0 \wedge \Delta e_{t+1}^{3M} > 0) \vee (I_t < 0 \wedge \Delta e_{t+1}^{3M} < 0) \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad (5.31)$$

Die über Gleichung (5.31) beschriebene Zuordnung der definierten Interventionsereignisse ( $EVENT_i$ ) zum Erfolgskriterium stellt wie gesagt den Ausgangspunkt für die statistische Überprüfung der Eventstudie und damit auch der Wirksamkeit des Signalling-Kanals auf Basis des Vitale-Modells dar. Intuitiv sollte eine wirksa-

<sup>75</sup> Das so definierte Erfolgskriterium ist allerdings im Rahmen der traditionellen Eventstudien auf Basis des Kassawechselkurses durchaus kontrovers zu bewerten, da potentielle Verzerrungen auftreten können, die tendenziell die Wirksamkeit von Interventionsmaßnahmen überschätzen. Zu den Details sei in diesem Zusammenhang auf Fatum und Hutchison (2003), S. 397ff. verwiesen.

<sup>76</sup> Durch die Verwendung des Termin- anstelle des Kassawechselkurses tritt bei der Anwendung des Sign-Tests zudem nicht das Problem der tendenziellen Überschätzung der Wirksamkeit auf, da hier die Zielvariable der Zentralbank (Kassawechselkurs) und die empirisch untersuchte abhängige Variable (Terminwechselkurs) auseinanderfallen.

<sup>77</sup> Alle Interventionsereignisse sind auf Basis des US-Dollarankaufs bzw. -verkaufs definiert.

me Beeinflussung der Intervention über den Signalling-Kanal damit einhergehen, daß eine möglichst große Anzahl an Erfolgen in der Datenreihe beobachtet werden kann. Tatsächlich beschreibt die aus Gleichung (5.31) ableitbare Folge

$$\{EVENT_1 = 1 \vee 0, EVENT_2 = 1 \vee 0, \dots, EVENT_n = 1 \vee 0\} \equiv Z \quad (5.32)$$

jeweils ein (zumindest theoretisch voneinander unabhängiges) Bernoulli-Ereignis, so daß diese Folge stochastisch gesehen einer Binomialverteilung unterliegt. Daher läßt sich die so definierte Folge im Sinne einer Stichprobenanalyse statistisch überprüfen.

In diesem Zusammenhang wurde von MacKinlay (1997) der sog. Sign-Test konzipiert. Die Idee dabei besteht darin über eine statistische Analyse aufzuzeigen, daß gemäß des Erfolgskriteriums eine systematische Beeinflussung der als Ereignisse definierten Interventionen auf die abhängige Variable – also hier den Terminwechselkurs – ausgeht. Aus den Vorüberlegungen kann diese Schlußfolgerung aber genau dann gezogen werden, wenn die Erfolgswahrscheinlichkeit für die durch die Interventionsereignisse definierte Folge bzw. Stichprobe  $Z$  signifikant höher liegt, als die entsprechende Erfolgswahrscheinlichkeit für die Stichprobe der nicht als Event definierten Beobachtungen im zugrunde liegenden Datensatz  $NONEVENT_j$ , also:<sup>78</sup>

$$\{NONEVENT_1 = 1 \vee 0, \dots, NONEVENT_m = 1 \vee 0\} \equiv Y \quad (5.33)$$

Da diese beiden Stichproben theoretisch einer Binomialverteilung folgen sollten, kann eine statistische Überprüfung gemäß dieser Hypothese über den Vergleich der beiden Stichprobenmittelwerte erfolgen. Der Einfachheit halber wird jedoch in der Praxis davon ausgegangen, daß das Stichprobenmittel für die „NONEVENT-Folge“ immer 0,5 ist. Diese Annahme impliziert, daß außerhalb der jeweiligen Interventionsfenster die Entwicklung der abhängigen Variablen vollkommen zufällig ist.<sup>79</sup> Daher kann die statistische Überprüfung der beiden Stichprobenmittel auf die Frage reduziert werden, ob die Erfolgsquote der „ $EVENT_i$ -Folge“ statistisch signifikant größer ist als 0,5. Ist dies der Fall, dann kann hieraus eine statistisch signifikante Beeinflussung des Ereignisses auf die abhängige Variable abgeleitet werden. Für große Stichprobenumfänge ( $n \rightarrow \infty$ ) konvergiert dabei die Verteilung der Stichprobe  $Z$  über den zentralen Grenzwertsatz zu einer Normalverteilung und kann dann, wie MacKinlay (1997) zeigt, als ein (je nach Bedarf ein- oder zweiseitiger) z-Test mit der Nullhypothese  $\mu = 0,5$  für die beobachtete Stichprobe durchgeführt werden:

$$z = \frac{(n^*/n - 0,5) \cdot \sqrt{n}}{0,5} \quad (5.34)$$

<sup>78</sup> D.h., diese zweite Stichprobe umfaßt demnach alle Handelstage innerhalb des Datensatzes, die nicht einem Interventionsfenster zuzuordnen sind.

<sup>79</sup> Eine Wahrscheinlichkeit von 0,5 bedeutet demnach, daß der Terminwechselkurs in genau der Hälfte aller Handelstage steigt, an denen nicht interveniert wurde.

Dabei bezeichnen  $n$  bzw.  $n^*$  jeweils die Anzahl der Gesamtereignisse bzw. der Erfolgssereignisse.<sup>80</sup> Eine statistisch exaktere und insbesondere für kleinere Stichprobenumfänge auch zwingend erforderliche Berechnung des Sign-Tests muß aber zwangsläufig die Binomialverteilung der Stichprobe  $Z$  berücksichtigen. Diese impliziert eine konkrete Ermittlung der Stichprobenverteilungsfunktion, um für die (diskrete) Binomialverteilung eine, zur zuvor betrachteten (stetigen) Normalverteilung analoge Bestimmung des Signifikanzniveaus über ein Konfidenzintervall zu ermöglichen. Im konkreten Fall bedeutet dies, die Wahrscheinlichkeit für die Beobachtung von  $n^*$  oder mehr Erfolgssereignissen in einer Stichprobe von  $n$  Events unter der Annahme einer Binomialverteilung dieser  $n$ -großen Stichprobe mit einem hypothetischen Erwartungswert von  $\mu = 0,5$ , also  $P(\#EVENT_i = 1 \geq n^* | Z \sim B_{n,n^*}(0,5))$  zu berechnen.<sup>81</sup> Dementsprechend weist ein niedriger P-Wert dann ebenfalls auf eine Ablehnung der Hypothese  $Z \sim B_{n,n^*}(0,5)$  und damit auf eine signifikante Beeinflussung des Ereignisses auf die abhängige Variable hin. In der empirischen Untersuchung zur Wirksamkeit von Interventionsmaßnahmen auf den Terminwechselkurs wird daher, aufgrund der größeren statistischen Genauigkeit, im Folgenden analog zum Vorgehen von Fatum und Hutchison (2003) der Sign-Test auf Basis dieses statistisch genaueren Verfahrens durchgeführt.

Die Ergebnisse der entsprechenden Schätzungen sind in Abbildung 5.2 dargestellt. Dabei sind in der ersten Spalte von links die Schätzungen geordnet nach den einzelnen Ländern für unterschiedliche Zeitperioden angegeben.<sup>82</sup> Die zweite Spalte enthält die Anzahl der definierten Interventionsereignisse im entsprechenden Zeitraum, während die dritte Spalte die Anzahl der jeweiligen Erfolge gemäß dem Erfolgskriterium wiedergibt. Die Spalte „P-Wert“ wiederum gibt die über den Sign-Test ermittelte Wahrscheinlichkeit der Nullhypothese an, daß die Interventionen keine Wirkung auf den Terminwechselkurses ausüben. Die letzten beiden Spalten stellen eine Überprüfung der Robustheit des Sign-Tests dar. In der fünften Spalte wird u.a. die Anzahl der oben definierten „NONEVENT-Beobachtungen“ (also  $m$ ) aufgeführt, die der Anzahl der jeweils beobachteten Handelstage entspricht, an denen kein Interventionsereignis stattfand. Für die so definierte Stichprobe  $Y$  wird dann als Erfolgskriterium ein Anstieg des Terminwechselkurses definiert, also  $NONEVENT_j = 1$  wenn gilt  $\Delta e_t^T > 0$ . Die Anzahl der beobachteten Erfolge ( $m^*$ ) wird dann – in der selben Spalte – in Relation zu der Anzahl der Gesamtbeobachtungen in Abbildung 5.2 angegeben.

Auf Grundlage dieses Quotienten kann dann die für die Anwendung des Sign-Tests unterstellte Prämisse der absolut zufälligen Entwicklung des Terminwechselkurses außerhalb der Interventionsfenster bzw. Posteventfenster erfolgen. Grundsätzlich sollte die „NONEVENT-Stichprobe“ demnach einen Stichprobenmittelwert von 0,5 aufweisen, was analog zur Berechnung des Sign-Tests über

<sup>80</sup> Im Folgenden wird zudem unterstellt, daß jeweils  $n \equiv \#EVENT_i$  und  $n^* \equiv \#EVENT_i = 1$  gelten.

<sup>81</sup> Genauer gesagt wird hierdurch das Pendant zu einem einseitigen z-Test konstruiert.

<sup>82</sup> Der vordere Eintrag bezieht sich dabei immer auf den ersten Handelstag im entsprechenden Monat und der hintere Eintrag auf den letzten Handelstag des Monats, also z.B. Sep 1985 - Sep 1995 umfaßt den Zeitraum des ersten berücksichtigten Handelstags im September 1985 und den letzten Handelstag im September 1995.

Zeitraum/Land	Total Obs	#(SIGN = 1)	P-Wert	Erfolg non-invent (n*/n)	P-Wert Zufall
<b>Deutschland</b>					
Mai 1980 - Sep 1995	305	187	0.00	1604/3270	28.61
Apr 1981 - Sep 1995	266	164	0.01	1347/2798	5.14
Jan 1984 - Sep 1995	152	92	0.58	1152/2434	0.89
Jan 1984 - Feb 1988	78	46	7.02	341/736	5.12
Sep 1985 - Sep 1995	112	70	0.52	1045/2212	1.08
Sep 1985 - Feb 1988	38	24	7.16	234/514	4.68
Sep 1985 - Jan 1990	84	55	3.02	413/864	20.81
Jan 1978 - Mai 1980	89	58	2.78	158/314	95.51
<b>USA</b>					
Mai 1980 - Sep 1995	153	75	n.a.	626/1337	2.49
Apr 1981 - Sep 1995	115	60	35.45	1766/3606	22.42
Jan 1984 - Sep 1995	109	58	28.29	1252/2623	2.02
Sep 1985 - Sep 1995	96	52	23.76	1056/2239	0.01
Sep 1985 - Feb 1988	26	13	57.80	244/538	3.43
Sep 1985 - Jan 1990	70	36	45.24	430/903	16.06
Jan 1990 - Sep 1995	26	16	16.34	626/1337	2.42
<b>Japan</b>					
Jan 2001 - Jan 2012	44	24	32.58	1293/2626	44.66
Jan 2001 - Apr 2004	40	23	21.48	287/616	9.98
Jan 2003 - Apr 2004	30	16	22.72	89/204	7.98
Apr 2004 - Jan 2012	4	1	n.a.	1006/2011	99.99
Jan 2001 - Jan 2003	10	7	17.19	199/413	49.08

**Abb. 5.2** Schätzergebnisse der Eventstudie für die indirekte Überprüfung des Vitale-Modells nach Ländern und Zeiträumen

$$P(\#NONEVENT_j = 1 = m^* | Y \sim B_{m,m^*}(0,5)) \quad (5.35)$$

ermittelt werden kann.<sup>83</sup> Die fünfte Zeile in Abbildung 5.2 gibt dabei die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten für die Richtigkeit der Hypothese an, daß die Terminwechselkursentwicklung außerhalb der Interventionszeitpunkte völlig zufällig ist, also die Wahrscheinlichkeit für eine Aufwertung des Terminwechselkurses 0,5 beträgt.

Bei der Analyse der betrachteten Zeiträume für Deutschland und die USA fällt zunächst auf, daß keine Betrachtung über den September 1995 hinausgeht. Dies ergibt sich aus der Tatsache, daß für beide Notenbanken keine Interventionstätigkeiten nach diesem Zeitpunkt zu beobachten waren. Für beide Notenbanken fehlt überdies der Zeitraum zwischen Januar 1978 und Mai 1980. Dieser wurde in der Schätzung nicht berücksichtigt, da die Interventionstätigkeiten in diesem Zeitraum keine einheitliche Richtungstendenz aufwiesen, wodurch es zu Überlappungen zwischen Event- und Posteventfenstern und damit zu potentiellen Verzerrungen der Ergebnisse gekommen ist.<sup>84</sup> Im Wesentlichen orientieren sich die ausgewählten Zeiträume

<sup>83</sup> Allerdings wird hier ein zweiseitiger Test unterstellt, da sowohl eine tendenzielle Aufwertung oder Abwertung des Terminwechselkurses im Zeitablauf auftreten könnte.

<sup>84</sup> Das Problem in diesem Zusammenhang war, daß auf eine positive Intervention  $I_t > 0$  oftmals eine entgegengesetzte Intervention  $I_t < 0$  am nächsten Handelstag folgte.

dabei an dem Grad der jeweiligen Interventionstätigkeit der einzelnen Notenbanken. So wird z.B. der Zeitraum der gemeinsamen Interventionstätigkeit der G5 und G7 Länder infolge des Plaza- und des Louvre-Abkommens über die Betrachtung von September 1985 bis Februar 1988 separat erfaßt. Der Zeitraum von September 1985 bis September 1995 wiederum entspricht der von Fatum und Hutchison (2003) betrachteten Zeitspanne. Für Japan sind neben der Gesamtzeitspanne über die Daten in der ersten Zeile – auch hier bleiben die Beobachtungen nach Januar 2012 aufgrund fehlender Interventionstätigkeit des MoF unberücksichtigt – zusätzlich die einzelnen Hauptinterventionszeiträume aufgelistet.

Die Ergebnisse der Eventstudie fallen hinsichtlich der drei betrachteten Länder äußerst unterschiedlich aus. Während über alle Zeiträume die Nullhypothese der Zufälligkeit des Erfolgs der Interventionstätigkeit für die Bundesbank zumindest mit einer maximalen Irrtumswahrscheinlichkeit von 10-Prozent abgelehnt werden kann, schienen weder die Fed-Interventionen noch die Interventionen des MoF einen zielgerichteten Effekt auf die Entwicklung des jeweiligen Terminwechselkurses auszuüben. Tatsächlich überwiegen in einigen der betrachteten Zeiträume, nämlich von Mai 1980 bis September 1995 (also dem größten Zeitraum der Studie) für die Fed sowie dem April 2004 bis Januar 2012 für das MoF sogar die Mißerfolge, werden also häufiger Wechselkursveränderungen entgegen der Interventionsrichtung beobachtet als umgekehrt.<sup>85</sup> Die größte Erfolgsrate wiesen die US-Interventionen dabei noch in der relativ langen Phase zwischen September 1985 und September 1995 mit ca. 54 Prozent auf. Insgesamt gilt jedoch für alle Teilperioden, daß die US-Interventionen keine erkennbare Auswirkung auf den Terminwechselkurs hatten. Auch die japanischen Interventionen sind in allen Fällen vor dem Hintergrund der Signalling-Hypothese als Fehlschlag zu bewerten. Lediglich die geringe Interventionstätigkeit zwischen Januar 2001 und Januar 2003 weist mit 70 Prozent eine annehmbare Erfolgswahrscheinlichkeit aus, die aber dennoch aufgrund des geringen Stichprobenumfangs als nicht statistisch signifikant anzusehen ist und damit zur Ablehnung der Nullhypothese der Zufälligkeit der Einwirkung führt. Da alle Interventionsmaßnahmen Japans im betrachteten Zeitraum zwischen 2001 und 2012 zugunsten des US-Dollar erfolgten, also eine positive Ausprägung der Variablen  $I_t$  implizierten, bedeutet dies im Umkehrschluß, daß nur in etwas mehr als 50 Prozent der Fälle ein unmittelbarer Anstieg des Yen/US-Dollar Terminwechselkurses zu verzeichnen gewesen war. In Anbetracht des, gerade im Vergleich zu den hier analysierten Interventionen der Bundesbank und der Fed ungleich höheren, durchschnittlichen Interventionsvolumens in diesem Zeitraum erscheint diese Bilanz der Interventionstätigkeit des MoF ausgesprochen ernüchternd.

Im Gegensatz dazu waren die Interventionen der Bundesbank augenscheinlich in der Lage, die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte hinsichtlich der zukünftigen Wechselkursentwicklung zielgerichtet zu beeinflussen. Obwohl in keiner Zeitperiode die Erfolgswahrscheinlichkeit deutlich mehr als 65 Prozent betrug, kann lediglich in den recht kurzen Zeiträumen zwischen Januar 1984 und Februar 1988 so-

<sup>85</sup> Da für diese beiden Situationen auf Basis eines einseitigen Sign-Tests keine sinnvolle Wahrscheinlichkeit angegeben werden kann, wird der betreffende P-Wert in der Tabelle mit n.a. angegeben.

wie zwischen September 1985 und Februar 1988 die Nullhypothese des zufälligen Erfolgseintritts mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent nicht abgelehnt werden kann. Die Besonderheit dieses Zeitraums liegt darin begründet, daß dieser die gemeinsamen Interventionen der Zentralbanken der G5 bzw. G7 zur Beeinflussung des US-Dollar Kurses beinhaltet. Da während dieser Zeit der US-Dollar bis Ende 1985 einem massiven Aufwärtstrend unterlag, bevor er in einen ebenso starken Abwärtstrend geriet, umfaßt diese Zeitperiode die mit Abstand turbulenteste Phase der Entwicklung des Kassawechselkurses während der Gesamtperiode der Studie. Vor diesem Hintergrund und der Tatsache, daß die Bundesbank im betreffenden Zeitraum sowohl zunächst gegen den US-Dollar und dann zugunsten des US-Dollars interveniert hat, wird der etwas schlechtere Erfolgswert durchaus relativiert.

Die allgemeine Robustheit dieser Ergebnisse wird über die Verteilung der Nicht-Interventionevents grundsätzlich gestützt. Tatsächlich kann für beide Währungspaare und für alle drei Länder über die Gesamtperiode hinweg die Nullhypothese der Zufälligkeit der Terminwechselkursentwicklung nicht abgelehnt werden. Insgesamt ist jedoch der US-Dollar im Terminwechselkurs sowohl gegenüber der DM als auch gegenüber dem Yen in den jeweils betrachteten Zeiträumen etwas häufiger gesunken als gestiegen.<sup>86</sup> Der Wahrscheinlichkeitswert bezieht sich dabei im Gegensatz zur Überprüfung des Erfolgs des Interventionevents auf einen zweiseitigen Test, da hier theoretisch keine Restriktion hinsichtlich der Richtung der Über- oder Unterschreitung der Zufallsgrenze getroffen werden kann.<sup>87</sup> Während jedoch die dem Sign-Test unterliegende Hypothese des Mittelwerts von 0,5 für die tägliche Terminwechselkursveränderung nach oben oder unten für die japanischen Daten zum 5-Prozent Signifikanzniveau niemals abgelehnt werden kann, weisen die Daten für den DM/US-Dollar Kurs zwischen 1985 und 1995 auf eine systematische Abwertung des Terminwechselkurses hin, da die Wahrscheinlichkeit einer positiven Veränderung teilweise deutlich unter 50 Prozent liegt. Mit anderen Worten wird in dem betreffenden Zeitraum eine Intervention zugunsten der DM tendenziell häufiger zum Erfolg führen, obwohl eigentlich keine kausale Beeinflussung des Terminwechselkurses durch eine Intervention vorliegt, bzw. wird im selben Zeitraum eine den Dollar stützende Intervention gemäß dem Erfolgskriterium weniger oft erfolgreich im Sinne der Definition in Gleichung (5.2) sein, als dies eigentlich der Fall ist. Im Ergebnis führt dies zu einer potentiellen Verzerrung des Sign-Tests, wobei dieser positiv verzerrt wird (also eher die Nullhypothese der Zufälligkeit ablehnt), wenn hauptsächlich gegen den Dollar interveniert wird. Demgegenüber kann dann die Nullhypothese tendenziell fälschlicherweise nicht abgelehnt werden, wenn hauptsächlich gegen den Trend, also zugunsten des US-Dollars in den Markt ein-

<sup>86</sup> Als Erfolgsevent wurde bekanntlich ein höherer Wechselkurs in der Folgeperiode definiert, so daß bei  $n^*/n < 0,5$  eben dieser Schluß erfolgt.

<sup>87</sup> Als Resultat hieraus lassen sich zum einen auch Wahrscheinlichkeiten für Beobachtungen angeben, bei denen die Erfolgsquote unter 50 Prozent liegt, was für den eigentlichen Sign-Test nicht der Fall war. Zum anderen sinkt dadurch gleichzeitig auch c.p. die Ablehnungswahrscheinlichkeit der Nullhypothese, was vor dem methodologischen Hintergrund des Sign-Tests durchaus vorteilhaft ist.

gegriffen wird.<sup>88</sup> Eine genauere Betrachtung der Interventionsrichtung der beiden Zentralbanken zeigt dabei, daß im betreffenden Zeitraum die Fed deutlich häufiger zugunsten der DM intervenierte, während die Bundesbank fast so oft Dollar verkaufte, wie sie Dollar ankaufte. Dies relativiert jedoch die verhältnismäßig gute Performance der Interventionen der US-Notenbank in genau diesem Zeitraum und erklärt gleichzeitig auch die im Vergleich schlechteren Ergebnisse des Sign-Tests für die Interventionen der Bundesbank.<sup>89</sup>

Nichtsdestotrotz stellt sich vor dem Hintergrund der empirischen Ergebnisse der Eventstudie die entscheidende Frage, warum die Bundesbankinterventionen einen signifikanten Signalling-Effekt aufweisen, während die Interventionen der Fed sowie des MoF keine erkennbare Auswirkung auf den Terminwechselkurs haben. Eine mögliche Ursache für die schlechte Performance der US-amerikanischen Interventionstätigkeit kann dabei in der Auswahl der Daten begründet sein. Da der unterstellte Terminwechselkurs in der Eventstudie den durchschnittlichen Tageskurs in Frankfurt darstellt, wäre es denkbar, daß für diesen Markt die Interventionsbemühungen der Fed entweder als weniger relevant von den marktteilnehmern eingestuft werden oder aber die Informationen bezüglich der Interventionstätigkeit für die auf dem Frankfurter Markt agierenden Händler nur verzögert oder verzerrt übermittelt werden. In Anbetracht der Tatsache, daß der Devisenhandel in New-York zum Zeitpunkt eines Interventionereignisses  $t$  beendet ist, bevor der Terminhandel in Frankfurt zum Zeitpunkt  $t + 1$  beginnt und gleichzeitig internationale Arbitragegeschäfte die Information aus dem dortigen Kassahandel auch zeitnah in den Frankfurter Markt tragen sollten, erscheint dies jedoch zumindest theoretisch wenig plausibel.<sup>90</sup>

Aus ökonomischer Sicht kann vor dem Hintergrund des Vitale-Modells jedoch die Wirksamkeit der Intervention in der betrachteten Studie im Wesentlichen auf zwei Aspekte zurückgeführt werden, nämlich die Gewichtung eines mit der Intervention verknüpften Wechselkursziels, ausgedrückt über den Parameter  $q$  oder aber, wie Vitale (1999) argumentiert, über den Grad der Geheimhaltung eines solchen Wechselkursziels. In Bezug auf die Geheimhaltung wurde aus dem modelltheoretischen Gleichgewicht gefolgert, daß eine Geheimhaltung des Wechselkursziels durch die Zentralbank c.p. zu einer geringeren Verzerrung der Wechselkursentwicklung bezogen auf die Fundamentalwertentwicklung führt, als die Verfolgung eines öffentlich bekannten und glaubhaft vertraglich festgeschriebenen Wechselkursziels. Demgegenüber wird eine hohe Gewichtung eines wie auch immer kommunizierten Wechselkursziels bei einer Interventionsmaßnahme einen tendenziell

<sup>88</sup> Letzteres Vorgehen wird in der Literatur häufig als „Leaning against the wind“ bezeichnet. Im Rahmen der Studie von Fatum und Hutchison (2003) wird daher auf Grundlage dieser Hypothese ein verschärftes Erfolgskriterium, das sog. Direction-Kriterium, konzipiert, um dieser offensichtlich für den betrachteten Zeitraum relevanten Problematik zu begegnen.

<sup>89</sup> Allerdings weisen die Ergebnisse auch darauf hin, daß lediglich eine geringe Abweichung vom Mittelwert von 0,5 auftritt. So kann z.B. für den Zeitraum der größten Verzerrung für die Bundesbank von Januar 1984 bis September 1995 gezeigt werden, daß ein theoretischer Mittelwert für die Stichprobe  $Y$  von 0,49 nicht auf dem 10 Prozent-Niveau abgelehnt werden kann.

<sup>90</sup> Eine Überprüfung dieser These bspw. durch eine Ausdehnung des Post-Eventfensters zeigt, daß die Erfolgsrate der Interventionen hierdurch nicht erhöht werden kann.

größeren Verzerrungseffekt nach sich ziehen als eine Intervention, die lediglich die Fehlbewertung der Währung ausnutzt und entgegen dieser Marktbewertung in den Devisenmarkt eingreift und so einen ökonomischen Gewinn erzielt. Überträgt man diese theoretischen Implikationen auf die Schätzmethodologie der Eventstudie, dann sollte eine signifikante Beeinflussung des Terminwechselkurses in Richtung der Interventionsmaßnahme Ausdruck einer gesunkenen Marktverzerrung – im Vitale-Modell ausgedrückt über  $Var(\tilde{F}|e^*)$  – sein.

Insofern sind die Ergebnisse der Studie vor dem Hintergrund des theoretischen Modellrahmens entweder dadurch zu erklären, daß die Bundesbank gegenüber der Fed und dem MoF ein „geheimeres“ Wechselkursziel verfolgte, wie dies u.a. von Vitale (1999) im Vergleich zur Fed unterstellt wurde. Andererseits könnte dieses Ergebnis auch das Resultat eines niedrigeren Gewichtungsfaktors  $q$  für ein Wechselkursziel (im Sinne der Modellierung bei Vitale (1999)) der Bundesbank im Vergleich zur Fed oder dem MoF darstellen.<sup>91</sup> Tatsächlich wird insbesondere über den Vergleich zwischen Bundesbank- und MoF-Interventionen durch die Eventstudie deutlich, daß die Argumentation über den Geheimhaltungsgrad in keiner Weise aufrechtzuerhalten ist. Da in Japan, insbesondere für die Zeit zwischen 2001 und 2004, von den marktteilnehmern die Verfolgung eines konkreten Wechselkursziels erwartet wurde, dessen Höhe aber niemals öffentlich kommuniziert bzw. erst recht nicht im Sinne eines vertraglichen Commitments festgelegt wurde, entspricht diese Interventionsphase einer idealtypischen Situation für eine geheime Intervention nach Vitale (1999). Insofern erwartet man eigentlich, daß die Interventionen in diesem Zeitraum gemäß dem Modell einen deutlichen Hinweis für die Existenz eines Signalling-Effektes erbringen sollten. Die durch die Eventstudie offenbarte, völlige Verfehlung einer solchen Wirkung steht dieser Schlußfolgerung jedoch diametral gegenüber.

Der generelle Erfolg der Bundesbankinterventionen kann hingegen nur auf den zweiten Aspekt, also den Gewichtungsfaktor eines Wechselkursziels zurückgeführt werden, denn über den in der Studie betrachteten Zeitraum ist nicht belegt, daß die Bundesbank (sei es auch nur über einen Teilzeitraum) ein (geld- oder konjunkturpolitisch motiviertes) Wechselkursziel im DM/US-Dollar markt verfolgt hat. Dies wird nicht zuletzt dadurch gestützt, daß die Bundesbank gemäß ihrer Verfassung als alleiniges Ziel die Preisniveaustabilisierung verfolgte und damit (im Gegensatz zur MoF aber auch zur Fed) keinen Anreiz besaß, über die Verfolgung eines von der Fundamentalbewertung abweichenden Wechselkursziels konjunkturelle Effekte zu generieren. Insofern muß der Gewichtungsfaktor der Bundesbank  $q_{Buba}$  kleiner als der für das MoF oder die Fed angenommen werden, was theoretisch zu einer besseren Performance der Devisenmarktinterventionen im Hinblick auf den Signalling-Effekt dieser Maßnahmen führen sollte.

Tatsächlich bestätigen die Ergebnisse in Abbildung 5.2 genau diese These. Im Vitale-Modell war dabei ein niedriges  $q$  gleichbedeutend damit, daß die Zentralbank in erster Linie spekulative Motive im Sinne einer Gewinnerzielung verfolgt. Im wirtschaftspolitischen Kontext erscheint diese Vorstellung jedoch auf den ersten

<sup>91</sup> Zur Erinnerung, ein Wechselkursziel im Sinne des Vitale-Modells stellt grundsätzlich ein, vom Fundamentalwechselkurs abweichendes, Wechselkursziel dar.

Blick wenig überzeugend, da es für eine Notenbank potentiell wichtigere Motive für die Durchführung einer Devisenmarktintervention gibt. Vergegenwärtigt man sich aber nochmal die Objektfunktion der Zentralbank in Gleichung (5.1), dann wird deren Motivation für eine Devisenmarktintervention im Endeffekt auf zwei Hauptmotive reduziert. Zum einen wird hier auf die Verfolgung eines (vom Fundamentalwert abweichenden) Wechselkursziels abgestellt und zum anderen auf eben diese Gewinnerzielungskomponente. Vor diesem Hintergrund kann aber die Gewinnerzielungskomponente – unter geringfügiger Modifikation des Vitale-Modells – auch dahingehend interpretiert werden, daß hierüber die Bereitschaft zur Misalignmentbekämpfung ausgedrückt wird. Da eine Misalignmentbekämpfung den Ankauf der jeweils fundamental unterbewerteten Währung impliziert, führt eine derartige Intervention automatisch zu einem Spekulationsgewinn im Sinne der Gewinnerzielungskomponente in der Objektfunktion bei Vitale (1999). Kehrt man aber dieses Argument um, dann stellt eine Gewinnerzielung im Rahmen einer Interventionsmaßnahme eine notwendige Bedingung für eine Misalignmentbekämpfung dar. Insofern kann eine Gewinnerzielungsabsicht auch als Indikator für eine Misalignmentbekämpfung angesehen werden und damit ein niedriger Gewichtungsfaktor für das Wechselkursziel  $q$  als Indiz für eine Zentralbank aufgefaßt werden, deren maßgebliche Zielsetzung einer Intervention die Misalignmentbekämpfung ist.<sup>92</sup>

Auch aus Sicht des Marketmakers impliziert dann ein niedriges  $q$ , daß die Zentralbank sterilisierte Devisenmarktinterventionen in erster Linie als wirtschaftspolitisches Instrument zur Bekämpfung einer fundamentalen Fehlbewertung des Wechselkurses nutzt. Informationstheoretisch erhöht ein niedriges  $q$  aber aus Sicht des Marketmakers die Glaubwürdigkeit der Zentralbank im Hinblick auf seine Interpretation des gestörten Interventionssignals  $x^*$  bezüglich der Fundamentalwertentwicklung. Das grundsätzliche Problem für den Marketmaker besteht nämlich darin, daß er ex ante nicht weiß, ob eine Zentralbank mit ihrer Intervention eine Wechselkursbeeinflussung in Richtung eines vom Fundamentalwert abweichenden Wechselkursziels oder aber eine Anpassung an die Fundamentalbewertung anstrebt. Insofern dient der Gewichtungsfaktor für das Wechselkursziel dem Marketmaker als wichtige Orientierung in Bezug auf seine Interpretation des beobachteten Auftragsflusses.

Der relative Erfolg der Bundesbank im Vergleich zur Interventionspolitik der Fed, für die ebenfalls angenommen werden kann, daß sie im betrachteten Zeitraum kein (geheimes und von der KKP abweichendes) Wechselkursziel verfolgte, erklärt sich möglicherweise daraus, daß die Bundesbank in diesem Zusammenhang als „Misalignmentbekämpfer“ glaubwürdiger gewesen ist. Obwohl im Vitale-Modell der Parameter  $q$  als konstant und bekannt vorausgesetzt wird, ist es in der Praxis wahrscheinlich, daß auch die Ausprägung von  $q$  vom Marketmaker allen-

<sup>92</sup> Diese Argumentation ist allerdings mit dem Vitale-Modell nicht vollständig vereinbar. Der Grund ist, daß im Vitale Modell eine Zentralbank mit einem niedrigen  $q$  einen Anreiz besitzt, ihre Interventionsmaßnahmen zu verschleiern, um einen höheren Gewinn zu erzielen. Dagegen wird eine an der Misalignmentbekämpfung interessierte Zentralbank ein c.p. großes Interventionsvolumen  $x^*$  in den Markt geben, um das damit verbundene Informationssignal zu verstärken. Dieser Problematik könnte aber theoretisch über eine Modifikation des Modells dahingehend begegnet werden, daß der Parameter  $q$  nicht mehr exogen gegeben ist, sondern endogen im Modell vom Verhalten der Zentralbank und von den Erwartungen des Marketmakers abhängt.

falls geschätzt werden kann. Wäre dies der Fall, dann hängt die Erwartung über  $q$  potentiell von der allgemeinen Tendenz zur Verfolgung eines (vom Fundamentalwert abweichenden) Wechselkursziels einer Notenbank ab. Dabei kann ein Marktteilnehmer einer Zentralbank ein niedrigeres  $q$  genau dann zuordnen, wenn sie z.B. keinen konjunkturpolitischen Stabilisierungsauftrag besitzt.<sup>93</sup>

Betrachtet man die Ergebnisse der Schätzung vor diesem Hintergrund, dann gilt offensichtlich, daß die Bundesbank im Hinblick auf dieses Argument gegenüber der Fed als konjunkturpolitisch sehr viel konservativer einzuschätzen war, da Letztere einen expliziten konjunkturpolitischen Zielauftrag besaß. Vergleicht man die absoluten Interventionshäufigkeiten der beiden Zentralbanken bezüglich der Interventionsrichtung, dann intervenierten beide Zentralbanken zudem deutlich häufiger zugunsten der DM, was aber aus Sicht der Fed einer expansiven konjunkturpolitischen Maßnahme entspricht, während dies aus deutscher Sicht eher konjunkturbremsend wirkt. Vor dem (oben beschriebenen) Hintergrund des Entscheidungsproblems des Marketmakers stellen diese Interventionen der Fed aber möglicherweise ein Indiz dar, daß diese im betreffenden Zeitraum mit ihren Interventionen tendenziell eher ein (konjunkturpolitisch motiviertes) Wechselkursziel verfolgte, als eine mit einer Misalignmentbekämpfung einhergehende Gewinnerzielungsabsicht. Demgegenüber stellten die zum gleichen Zeitpunkt erfolgenden Interventionen der Bundesbank zugunsten der DM eine Art Commitment dar, daß die Bundesbank tatsächlich in Richtung der Fundamentalbewertung intervenierte. D.h., daß potentiell auch die Interventionsrichtung die Glaubwürdigkeit einer Notenbank in Form eines geringeren Gewichtungsfaktors  $q$  im Hinblick auf die Verfolgung eines Wechselkursziels beeinflussen könnte. Insofern sollte über den gesamten Zeitraum betrachtet gelten, daß  $q_{Buba} < q_{Fed}$  und dementsprechend Bundesbankinterventionen effektiver im Sinne der Signalling-Hypothese wirken sollten als Fed-Interventionen, was die Ergebnisse der Eventstudie auch aufzeigen.

Insgesamt werden somit durch die Ergebnisse der Eventstudie die Prämissen des Vitale-Modells durchaus gestützt. Allerdings ist es nicht der im theoretischen Modell im Vordergrund stehende Aspekt der Geheimhaltung, der über die Wirksamkeit von Interventionen entscheidet, sondern die wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen sowie die allgemeine Glaubwürdigkeit der intervenierenden Notenbanken.

Um die Robustheit dieser Resultate zu überprüfen und gleichzeitig auch weitere theoretische Implikationen des Vitale-Modells zu testen soll im Folgenden die vorangegangene Eventstudie auf Basis des Terminwechselkurses mit einer modifizierten Eventdefinition wiederholt werden. Dazu werden zum einen nur solche Interventionen betrachtet, bei denen die Intervention in Richtung des Fundamentalwechselkurses erfolgt, der hier durch den KKP-Wechselkurs approximiert wird.<sup>94</sup> Zum anderen soll als zweites zusätzliches Kriterium bei der Definition eines Interventionsevents das Interventionsvolumen berücksichtigt werden. Vor dem Hintergrund des Vitale-Modells sollten diese beiden Faktoren die über Gleichung (5.31) definierte Erfolgswahrscheinlichkeit des Interventionereignisses c.p. erhöhen. Die

<sup>93</sup> Vgl. die Ausführungen am Ende der Darstellung des Vitale-Modells.

<sup>94</sup> Die Gleichsetzung zwischen KKP-Kurs und Fundamentalwechselkurs entspricht dabei der gängigen Konvention in der Literatur und ist auch ökonomisch plausibel zu rechtfertigen.

Zeitreihen für den KKP-Wechselkurs werden dabei für den DM/US-Dollar Kurs ausgehend vom Basisjahr 1973 und für den Yen/US-Dollar-Kurs ausgehend vom Basisjahr 1986 ermittelt.<sup>95</sup> Bezuglich der Interventionsvolumina sollten lediglich diejenigen Interventionen herausgegriffen werden, die sich deutlich vom übrigen Interventionsvolumen abheben. Als Maßstab werden hier für die DM/US-Dollar Interventionen jeweils die Durchschnittswerte der zuvor identifizierten Interventionsergebnisse herangezogen und darauf aufbauend die Interventionen als herausragend identifiziert, deren Volumen den Mittelwert um das Dreifache übersteigt.<sup>96</sup> Die MoF Interventionen übersteigen dabei volumenmäßig die Fed- und Bundesbankinterventionen deutlich. Als Benchmark für die Bestimmung eines außergewöhnlich hohen Interventionsvolumens wird daher ein Volumen von umgerechnet über 10 Mrd. US-Dollar festgelegt.<sup>97</sup> In allen Fällen werden dabei zusammengefaßte Interventionsergebnisse an aufeinanderfolgenden Handelstagen jeweils mit ihrem Gesamtvolume berücksichtigt.<sup>98</sup> Obwohl diese Definition eine gewisse Willkürlichkeit aufweist, da sie z.B. nicht vollständig ökonomisch begründet werden kann, zeigen sich in der Studie auch bei der Variation dieser Werte keine fundamentalen Unterschiede sowohl bezüglich der jeweiligen Benchmark für das Gesamtvolume, als auch bezüglich einer möglichen Verzerrung durch die tendenziell stärkere Berücksichtigung mehrtägiger Interventionsergebnisse.

In Abbildung 5.3 sind die Ergebnisse für die modifizierte Eventstudien wie zuvor aufgeschlüsselt nach Ländern und verschiedenen Zeiträumen aufgelistet.<sup>99</sup> Dabei bezeichnet die Kennung „KKP“ die Identifizierung der Ereignisse derjenigen Zeiträume, während derer in Richtung der KKP-Bewertung des Kassawechselkurses interveniert wurde. Als Maßstab wird hierbei, ausgehend von der zuvor erläuterten konstruierten Zeitreihe des KKP-Kurses, ein Abgleich mit dem jeweiligen Kassa-

<sup>95</sup> Für den Yen/US-Dollar Kurs wird dabei der Mittelwert über den Juli 1986 als Basiszeitpunkt ausgewählt, während für den DM/US-Dollar Kurs hierfür der Durchschnitt über den Monat Mai im Jahr 1973 herangezogen wird. Die grundsätzliche Problematik bei der Auswahl des Basiszeitpunkts besteht darin, bei einer willkürlichen Definition eine Zeitreihe für den KKP-Kurs zu generieren, die systematisch eine Über- oder Unterbewertung einer Währung anzeigt. Um dies zu vermeiden sind beide Basiszeitpunkte vor dem Beginn des Studienzeitraums gewählt.

<sup>96</sup> Für die Fed ergibt sich dabei eine ungleiche Verteilung zwischen Kauf- und Verkaufsmaßnahmen des US-Dollars, da das durchschnittliche Interventionsvolumen bei einem Dollarankauf höher lag als bei einem Dollarverkauf, was für die Bundesbank nicht festgestellt werden konnte. Für die Fed ergab sich dabei für den Kauf ein Volumen von 350 Millionen Dollar und den Verkauf ein Volumen von 229 Millionen Dollar, während für die Bundesbank jeweils 250 Millionen DM unterstellt wurden.

<sup>97</sup> Eine Orientierung am Mittelwert wäre in diesem Zusammenhang problematisch gewesen, da das Volumen der Interventionen kontinuierlich ab Januar 2003 angestiegen ist, so daß keine zufällige Selektion vorgelegen hätte.

<sup>98</sup> Dies erscheint vor dem methodologischen Hintergrund der Eventstudie sinnvoller, als die Alternative entweder nur das Volumen der letzten in einem Ereignisfenster zusammengefaßten Intervention oder aber den Durchschnitt über alle Interventionstage zu wählen, da im Sinne des Vitale-Modells das Interventionsergebnis als ein Handelstag aufgefaßt wird.

<sup>99</sup> Auf die Überprüfung der Zufälligkeit der Nicht-Interventionsergebnisse wird hier verzichtet, da diese im Vergleich zur Situation in Abbildung 5.2 aufgrund der identischen Zeiträume nahezu identisch sind.

Zeitraum/Land	Total Obs	#(SIGN = 1)	P-Wert
<b>Deutschland</b>			
Apr 1981 - Sep 1995 KKP	234	146	0.00
Apr 1981 - Sep 1995 Vol	47	29	7.19
Apr 1981 - Sep 1995 KKP+Vol	40	24	13.41
Sep 1985 - Jan 1990 KKP	66	45	0.21
Jan 1984 - Feb 1988 KKP	61	41	0.49
Sep 1985 - Sep 1995 KKP	92	59	0.44
Sep 1985 - Sep 1995 Vol	28	16	28.56
Apr 1981 - Sep 1995 KKP pro DM	204	133	0.00
Apr 1981 - Sep 1995 non-KKP	32	18	29.83
<b>USA</b>			
Apr 1981 - Sep 1995 KKP	97	49	50.00
Apr 1981 - Sep 1995 Vol	44	27	8.71
Apr 1981 - Sep 1995 KKP+Vol	40	25	7.69
Apr 1981 - Sep 1995 KKP pro Dollar	17	13	2.45
Apr 1981 - Sep 1995 non-KKP	18	11	24.03
<b>Japan</b>			
Jan 2001 - Jan 2012 KKP	17	9	50.00
Jan 2001 - Apr 2004 KKP	13	9	13.34
Jan 2003 - Apr 2004 KKP	13	9	13.34
Jan 2001 - Jan 2012 Vol	14	6	n.a.
Jan 2001 - Jan 2012 KKP+Vol	8	3	n.a.
Jan 2001 - Apr 2004 non-KKP	27	14	50.00

**Abb. 5.3** Schätzung KKP- und Volumenabhängigkeit des Terminwechselkurses von der Interventionstätigkeit

wechselkurs zum Zeitpunkt eines Interventionereignisses vorgenommen, wobei ein Kassawechselkurs über (unter) dem KKP-Kurs jeweils einer Überbewertung (Unterbewertung) des US-Dollars entspricht.<sup>100</sup> Eine Intervention wird somit als Event charakterisiert, wenn ein Kauf von US-Dollar ( $I_t > 0$ ) mit einer Unterbewertung bzw. ein Verkauf von US-Dollar ( $I_t < 0$ ) mit einer Überbewertung des US-Dollars einhergeht. Die mit „Vol“ gekennzeichneten Ergebnisse beziehen sich dabei auf die Interventionereignisse, bei denen das Interventionsvolumen oberhalb der zuvor definierten Schwellenwerte für die jeweiligen Länder lag. Darüber hinaus werden noch drei Kontrollsituationen in der Eventstudie betrachtet. Zum einen werden solche Ereignisse gesondert betrachtet, die beide Kriterien, also das KKP-Kriterium und das Volumen-Kriterium, erfüllen und mit „KKP+Vol“ gekennzeichnet. Des Weiteren sind zumindest für die Bundesbank und die Fed über den Gesamtzeitraum die KKP-Interventionen separat analysiert worden, die jeweils zur Unterstützung der

<sup>100</sup> Bei den Kassawechselkursen handelt es sich um Schlußkurse auf Tagesbasis. Die Daten hierfür stammen ebenfalls von Ecwin.

heimischen Währung durchgeführt wurden (jeweils „pro DM“ für die Bundesbank und „pro Dollar“ für die Fed genannt), also einen Ankauf von Devisenreserven aus Sicht der jeweiligen Zentralbank beinhalteten.<sup>101</sup> Hierbei wurden im Gegensatz zu allen anderen Schätzungen keine zusammenhängenden Zeitreihen untersucht, sondern Teilperioden, in denen eine Unterbewertung der jeweiligen Währung vorlag identifiziert und dann die Ereignisse und Erfolge dieser Teilperioden addiert. Um die Verzerrung der Ergebnisse in Abhängigkeit von der Schätzung des Basiszeitpunkts für den KKP-Kurs möglichst gering zu halten, blieben dabei überdies sämtliche Interventionen, die innerhalb eines Monats vor oder nach dem Übergang von einer Über- zu einer Unterbewertung oder umgekehrt getätigten wurden unberücksichtigt so daß der geschätzte Zeitraum für Bundesbank und Fed nicht mit dem Gesamtzeitraum der Studie übereinstimmt. Insbesondere gilt dies auch für sämtliche Beobachtungen zwischen Anfang Oktober 1991 und August 1994 bei der Betrachtung der Fed, da sich in diesem Zeitraum das Verhältnis zwischen Über- und Unterbewertung des US-Dollars mehrmals umgekehrt hat, was den Schluß zuläßt, daß der tatsächliche Wechselkurs in dieser Phase nahe bei der KKP lag.<sup>102</sup> Als letzte Kontrollsituation wird für alle Länder über den Gesamtzeitraum untersucht, inwieweit die nicht in Richtung der KKP durchgeführten Interventionen im Sinne des Erfolgskriteriums zu bewerten sind, was durch die Bezeichnung „non-KKP“ in Abbildung 5.3 abgekürzt wird.

Die Auswertung der Ergebnisse in Abbildung 5.3 zeigt dabei zunächst, daß sowohl die Bundesbank als auch die Fed einen überwältigenden Teil ihrer Interventionsmaßnahmen in Richtung der KKP durchführten. Über den Vergleich der Ergebnisse in Abbildung 5.2 ergibt sich, daß die Bundesbank 87,97 Prozent und die Fed 84,35 Prozent aller Interventionen zwischen April 1981 und September 1995 entsprechend effektuiert haben. Demgegenüber sind nur 17 von 44, also knapp 38 Prozent der MoF-Interventionen in Richtung der KKP erfolgt. Dies untermauert die oben aufgeworfene These, daß die Bundesbank und die Fed kein Wechselkursziel im Sinne des Vitale-Modells durch ihre Interventionen verfolgten, sondern in erster Linie zur Misalignmentbekämpfung am Devisenmarkt aktiv wurden, während dies, wie ebenfalls zuvor postuliert, für das MoF sehr wohl der Fall gewesen ist.

Was den generellen Erfolg dieser Maßnahmen angeht, so ergibt sich jedoch zumindest auf den ersten Blick kein großer Unterschied zu den Ergebnissen in der Abbildung 5.2, da lediglich die Bundesbankinterventionen in Richtung der KKP über den gesamten relevanten Zeitraum der Studie einen statistisch hoch signifikanten (und zielgerichteten) Einfluß auf den Terminwechselkurs ausübten, während dies für die anderen beiden geldpolitischen Entscheidungsträger nicht festgestellt werden kann. Bei genauerer Betrachtung fällt jedoch in Bezug auf die Bundesbank auf, daß Interventionen, die zwischen Januar 1984 und Februar 1988 in Richtung der KKP erfolgten, einen auf dem 99-Prozentniveau signifikanten Effekt ausübten, während in der Ausgangsstudie alle Interventionen in diesem Zeitraum lediglich eine Signi-

<sup>101</sup> Da das MoF nur zugunsten des US-Dollars intervenierte, wird diese Kontrollvariable für Japan nicht ermittelt.

<sup>102</sup> Von Juli 1994 bis zum Ende des Datenzeitraums ist eine kontinuierliche und fortschreitende Unterbewertung des Dollars zu beobachten gewesen.

fikanz auf dem 90-Prozent Intervall aufwiesen. Auch die Erfolgsrate in den anderen betrachteten Zeitperioden ist höher als die Erfolgsrate für alle Interventionsmaßnahmen in der Ursprungsschätzung. Augenfällig wird die Bedeutung der Richtung der Intervention jedoch über die Beobachtung der Interventionsergebnisse, die nicht in Richtung der KKP erfolgten. Deren Effekt auf den Terminwechselkurs ist eindeutig nicht von einer zufälligen Beeinflussung der Wechselkursentwicklung zu unterscheiden. Insofern kann der Logik des Signalling-Effektes folgend tatsächlich auf eine positive Abhängigkeit der Wirksamkeit von Interventionsmaßnahmen von der Richtung der Intervention in Bezug auf die KKP-Bewertung anhand der Bundesbankintervention geschlossen werden. Der relative Erfolg der Bundesbankinterventionen im Allgemeinen auf Grundlage dieser Beobachtung folgt demnach aus der Tatsache, daß die Bundesbank insgesamt fast ausschließlich gemäß der KKP intervenierte.

Betrachtet man jedoch dieselbe Schätzung für die KKP-Interventionen der Fed, so relativiert sich das Ergebnis für die Rolle der KKP im Hinblick auf die Wirksamkeit des Signalling-Kanals erheblich, denn trotz eines fast ebenso großen Anteils an Interventionsmaßnahmen in Richtung der KKP haben die Interventionsmaßnahmen über alle betrachteten Zeiträume wie in der Ursprungsschätzung keinen signifikanten Effekt auf den Terminwechselkurs, bzw. unterscheiden sich nicht in ihrer Erfolgswahrscheinlichkeit von den nicht in Richtung der KKP gerichteten Interventionsmaßnahmen. Tatsächlich offenbaren die Ergebnisse der Fed-Intervention aber den entscheidenden Aspekt für die Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen in dieser Studie, die nicht an der KKP-Orientierung an sich, sondern an der Glaubwürdigkeit der Misalignmentbekämpfung festgemacht werden kann. Dies zeigt sich zum einen an der statistisch signifikanten Beeinflussung der den Dollar stützenden Devisenmarktoperationen der Fed. Obwohl die Fed in nur 17 Fällen bei einer eindeutigen Unterbewertung des US-Dollars auch intervenierend am Devisenmarkt einging, führten diese Interventionen in 13 Fällen zu einem Anstieg des Terminwechselkurses.<sup>103</sup> Bedenkt man, daß von 234 KKP-Events der Bundesbank im selben Zeitraum 204 während einer Unterbewertung der DM erfolgten, dann läßt dies nur den Schluß zu, daß nicht die KKP-Bedingung an sich einen Einfluß auf den Terminwechselkurs und damit einen intendierten Signalling-Effekt ausübt, sondern eine KKP-orientierte Intervention durch die Zentralbank der tendenziell unterbewerteten Währung. Diese These wird dadurch gestützt, daß die 30 Interventionen der Bundesbank von April 1981 bis September 1995 zugunsten des Dollars bei einer Überbewertung der DM nur in 13 Fällen zu einer Erhöhung des DM/US-Dollar Terminwechselkurses in Frankfurt führten, also augenscheinlich vollkommen ineffektiv gewesen sind.<sup>104</sup> Daher ist es nicht die Anzahl der KKP-Interventionen, sondern die Anzahl der die DM stützenden KKP-Interventionen,

<sup>103</sup> Dieses Ergebnis ist allerdings sensitiv in Bezug auf die oben erwähnte Nicht-Berücksichtigung der Interventionsmaßnahmen von Oktober 1991 bis Juli 1994. Eine Erklärung hierfür ist, daß auch die Höhe des Misalignments bei der Wirksamkeit der Interventionsmaßnahmen berücksichtigt werden muß.

<sup>104</sup> Die Berechnung der Events und Erfolge kann aus der Abbildung 5.3 leicht als Differenz zwischen dem ersten und dem vorletzten Zeileneintrag für Deutschland ermittelt werden.

die für die allgemein gute Performance der Bundesbankinterventionen in der Ursprungsstudie sorgen.

Dieses bemerkenswerte Resultat der Eventstudie lässt sich im Hinblick auf die theoretische Modellierung des Signalling-Kanals im Vitale-Modell dahingehend interpretieren, daß in der Tat die Glaubwürdigkeit der Zentralbank aus Sicht des Marketmakers bzw. der Marktteilnehmer, ausgedrückt durch den Parameter  $q$ , entscheidend dafür ist, ob Interventionsmaßnahmen als Informationssignal in Richtung der Fundamentalbewertung des Wechselkurses verstanden werden können. Dabei erlangt eine Notenbank aus Sicht der Marktteilnehmer genau dann Glaubwürdigkeit im Hinblick darauf, über die Interventionsmaßnahme kein konjunkturpolitisch motiviertes Wechselkursziel zu verfolgen, wenn sie einen potentiell konjunkturschwächen Ankauf ihrer eigenen Währung vornimmt.

In diesem Fall erwarten die Marktteilnehmer, bzw. im Modell der Marketmaker, eine geringe Präferenz für die Verfolgung eines Wechselkursziels, also ein niedriges  $q$ , was im Modell zu einer geringeren Verzerrung des Wechselkurses vom Fundamentalwert führt, vorausgesetzt die Intervention geht tatsächlich in Richtung der Fundamentalbewertung. Mit anderen Worten impliziert das empirische Ergebnis der Eventstudie auf Grundlage des Vitale-Modells, daß Devisenmarktinterventionen nur dann einen Signalling-Effekt haben können, wenn sie von einer in erster Linie der Geldwertstabilität verpflichteten Notenbank in Richtung der KKP-Bewertung durchgeführt werden und die betreffende Zentralbank dabei zugunsten der eigenen Währung interveniert, also Devisenreserven verkauft.

Da keine dieser Bedingungen für das MoF augenscheinlich in den Jahren von 2001 bis Anfang 2012 erfüllt war, überrascht es nicht, daß in der Studie gemäß Abbildung 5.3 statistisch kein Unterschied zwischen KKP- und Nicht-KKP-Interventionen festgestellt werden kann und auch (wie schon in der Ursprungsstudie) kein signifikanter Effekt auf die Entwicklung des Terminwechselkurses auszumachen ist. Dabei ist es völlig unerheblich, ob das MoF ein geheimes Wechselkursziel verfolgt hat oder es sich auf ein bestimmtes Ziel glaubhaft öffentlich festlegen konnte. Tatsächlich impliziert die empirische Analyse im Hinblick auf das Vitale-Modell, daß der theoretisch abgeleitete Vorteil der Geheimhaltung des Wechselkursziels vor dem Hintergrund der Dominanz des Glaubwürdigkeitseffekts über  $q$  praktisch völlig bedeutungslos ist. D.h., eine Zentralbank, die ein Wechselkursziel verfolgt, kann über den Signalling-Kanal keine aus ihrer Sicht effektive und dauerhafte Beeinflussung des Wechselkurses über Devisenmarktinterventionen generieren, wenn ihre Intervention zugunsten der ausländischen Währung erfolgt, da sie in diesem Moment keine Glaubwürdigkeit am Devisenmarkt besitzt bzw.  $q$  entsprechend hoch von den Marktteilnehmern eingeschätzt wird. Dies ist jedoch genau dann der Fall, wenn die Zentralbank eine tendenzielle Unterbewertung der heimischen Währung anpeilt, womit die Frage nach der Geheimhaltung oder Veröffentlichung des Ziels obsolet wird.

Diesem Umstand kann gemäß der Ergebnisse in Abbildung 5.3 von Seiten des MoF auch nicht durch die Ausweitung des Interventionsvolumens effektiv entgegengetreten werden. Obwohl gemäß Gleichung (5.4) die Höhe des Interventionsvolumens aus der Sicht des Marketmakers potentiell als ein Indikator für den Grad

der fundamentalen Fehlbewertung des Wechselkurses angesehen werden kann und somit c.p. die Signalwirkung einer Interventionsmaßnahme erhöhen sollte, weisen die Ergebnisse der Eventstudie zumindest für Japan darauf hin, daß dieser Effekt über die Wechselkurszielverfolgung (über-)kompensiert wird, so daß selbst ein auch im internationalen Maßstab außergewöhnlich hohes Interventionsvolumen an einigen Handelstagen nicht zu einer systematischen Verbesserung der Erfolgsrate der Intervention führte. Interessanterweise kann auch für die Bundesbank das Interventionsvolumen nicht als positiver Faktor für die Beeinflussung des Terminwechselkurses angesehen werden, da über den gesamten Betrachtungszeitraum die 47 volumenmäßig größten Interventionsmaßnahmen lediglich einen auf dem 90-Prozent Intervall signifikanten Effekt auf den Terminwechselkurs ausübten. Dies stellt angesichts der allgemein guten Performance der Bundesbankinterventionen einen eher niedrigen Erfolgswert dar. Bei einer separaten Betrachtung der Interventionsmaßnahmen, die in Richtung der KKP erfolgten, kann die Nullhypothese der zufälligen Wechselkursbeeinflussung überhaupt nicht abgelehnt werden. Lediglich für die Fed zeigen die Daten eine positive Abhängigkeit der Terminwechselkursentwicklung von der Interventionshöhe, der auch im Zusammenhang mit den KKP-Ereignissen mit einer 10-Prozentigen Irrtumswahrscheinlichkeit nicht abgelehnt werden kann. Dennoch bewegt sich auch diese am Rande der Zufälligkeit und ist überdies stärker abhängig von der genauen Spezifikation der Volumengröße als die Interventionsmaßnahmen der anderen beiden Länder. Bei einer noch engeren Definition eines hohen Interventionsvolumens wird dabei der Grad der Beeinflussung sogar wieder insignifikant, so daß auch hieraus nicht auf eine generelle Abhängigkeit des Interventionserfolgs von der absoluten Interventionshöhe geschlossen werden kann unabhängig davon, ob die Zentralbank ein Wechselkursziel verfolgt und ob sie Fremdwährung ankauf oder verkauft.

Als Fazit der Eventstudie des Terminwechselkurses auf Basis des Vitale-Modells kann somit festgehalten werden, daß zwar ein Signalling-Effekt über Interventionsmaßnahmen nicht allgemein zu beobachten ist, aber unter bestimmten wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen im Hinblick auf eine fundamentale Über- oder Unterbewertung der heimischen Währung, der konjunkturpolitischen Ausrichtung der intervenierenden Zentralbank sowie ihrer Glaubwürdigkeit bezüglich der Motivation der Interventionsmaßnahme für die Erzielung von Spekulationsgewinnen (im theoretischen Modell) bzw. ihres Anreizes zur Misalignmentbekämpfung (in der Praxis), tatsächlich die Erwartungsbildung der Markakteure effektiv beeinflussen kann. Die Wirkung dieses modifizierten Signalling-Effektes zeigt sich dabei über die methodologische Konzipierung der Studie als indirekter Effekt auf den Terminwechselkurs, was in Bezug sowohl auf die Art der Beeinflussung als auch auf die potentielle Nachhaltigkeit einen deutlich belastbareren Nachweis für die Existenz eines Signalling-Kanals darstellt, als dies in bestehenden Eventstudien oder anderen empirischen Modellen der Fall war.

Dennoch muß in diesem Zusammenhang auch auf die Grenzen der Aussagefähigkeit der Ergebnisse der Eventstudie hingewiesen werden. So stellen selbst die Ergebnisse für die Bundesbank keinen wirklich überzeugenden Nachweis für die eindeutige Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen auch unter den genannten

wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen dar, denn selbst die Erfolgsquote der zugunsten der DM in Richtung der KKP durchgeföhrten Interventionsmaßnahmen beträgt lediglich etwas mehr als 65 Prozent, was in Anbetracht der Ergebnisse anderer Eventstudien nicht wirklich als hoch anzusehen ist.<sup>105</sup> Ein direkt in Zusammenhang damit stehendes Problem der Analyse ist überdies, daß die Studie lediglich qualitative Ergebnisse hinsichtlich der Wirksamkeit liefert, aber keine quantitativen Aussagen zuläßt, wie z.B. über das tatsächliche Ausmaß der Terminwechselkursbeeinflussung durch eine Devisenmarktintervention. Derartige Aussagen, die im Rahmen klassischer Regressionsschätzungen leicht abzuleiten sind, wären aber für die Bewertung der Effektivität von Interventionen äußerst wünschenswert. Ein letzter Schwachpunkt der vorangegangenen Analyse besteht darin, über die Definition von Event- und Posteventfenster lediglich einen indirekten Effekt auf den Wechselkurs abgeleitet zu haben. Insofern stellt sich nach wie vor die Frage, ob die Beeinflussung des Terminwechselkurses hauptsächlich durch eine (verzögerte oder zeitgleiche) Beeinflussung des Kassawechselkurses oder maßgeblich durch den Erwartungsbildungseffekt ausgelöst wird. Um dieses Problem zu lösen bedarf es daher einer Anpassung der Eventstudie insbesondere im Hinblick auf die Modellierung der abhängigen Variablen. Zwar implizierte die Verwendung des Terminwechselkurses eine potentiell größere Persistenz der nachgewiesenen Effekte als in bestehenden Ansätzen wie Fatum und Hutchison (2003). Andererseits hängt diese Interpretation jedoch entscheidend von der Prognosequalität des Terminwechselkurses für den zukünftigen Kassawechselkurs ab. Deren Überprüfung kann freilich im Rahmen eines Eventstudienansatzes nicht hinreichend implementiert werden, wodurch eine potentielle Verzerrung der Ergebnisse im Hinblick auf deren Interpretation (und insbesondere auch in Bezug auf die Persistenz der Wirksamkeit) nicht auszuschließen ist.

Insgesamt kann daher die Eventstudie auf Basis des Terminwechselkurses unter Berücksichtigung des Vitale-Modells nicht eindeutig die Existenz des modifizierten Signalling-Kanals im Rahmen von Devisenmarktinterventionen und damit die Hypothese 1 bestätigen. Als wichtigste Erkenntnis kann aber die Identifikation von Rahmenbedingungen gelten, unter denen eine Signalling-Wirkung von Interventionsmaßnahmen definitiv nicht zu erwarten ist. In Anlehnung an die modelltheoretischen Implikationen des Vitale-Modells und der Ergebnisse der Studie kann so z.B. geschlossen werden, daß die in der Motivation der Studie vorgestellte Interventionstätigkeit der SNB ab September 2009 augenscheinlich viele Merkmale aufweist, die auch für das MoF zu konstatieren waren. Hierzu zählen u.a. die Verfolgung eines (von der KKP abweichenden) Wechselkursziels und eine Interventionspolitik, die ausschließlich zugunsten der ausländischen Währung erfolgt. Daher ist zu erwarten, daß die SNB-Interventionen in diesem Zeitraum – wie bereits oben erläutert – in der Tat als ineffektiv zumindest im Sinne der Definition in Kapitel Zwei anzusehen sind.

Auch wenn die Eventstudie die im Vitale-Modell im Vordergrund stehende Relevanz der Geheimhaltung eines Wechselkursziels für die Wirksamkeit der Interven-

<sup>105</sup> Die Signifikanz des Sign-Tests resultiert in dieser Studie eher aus der verhältnismäßig hohen Grundgesamtheit der Stichprobe.

tion widerlegt hat, ist der Beitrag von Vitale (1999) aus theoretischer Sicht im Hinblick auf die Neukonzeption der Signalling-Hypothese insgesamt uneingeschränkt zu würdigen. Dies betrifft zum einen den Aspekt, daß es hier gelingt, die Signalwirkung einer Intervention endogen aus der Interaktionsstruktur des Modells herzuleiten und somit der wesentlichen Problematik bei der theoretischen Implementierung des Signalling-Kanals im Rahmen der makroökonomischen Ansätze erfolgreich zu begegnen. Zum anderen wird in diesem Ansatz der Signalling-Kanal dahingehend neu interpretiert, daß dieser potentiell andere Wechselkursziele der Zentralbank als die Misalignmentbekämpfung ebenso berücksichtigt, wie er von der unplausiblen und empirisch widerlegten Prämissen von Mussa (1981) abstrahiert, daß das Signal einzig und allein auf die zukünftige Geldpolitik der intervenierenden Zentralbank gerichtet sein wird. Gerade im Zusammenhang mit den empirischen Ergebnissen der Eventstudie über den Terminwechselkurs rechtfertigt dies eine weitergehende wissenschaftliche Auseinandersetzung mit diesem Wirkungskanal sterilisierter Devisenmarktinterventionen, um eine belastbare Überprüfung der Hypothese 1 zu gewährleisten, vor allem wenn diese in den Kontext der wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen gestellt wird.

### 5.1.2 Portfolio-Balance-Kanal

Wie der Signalling-Kanal gehört der Portfolio-Balance-Kanal zu den traditionellen Wirkungskanälen sterilisierter Devisenmarktinterventionen, die bereits im Rahmen von makroökonomischen Ansätzen eingehend untersucht wurden. Ebenso wie beim Signalling-Kanal konnte dessen Existenz auf Grundlage dieser Modellansätze empirisch nicht eindeutig nachgewiesen werden. Eine theoretische Neukonzeption dieses Wirkungskanals auf Basis eines mikrostrukturellen Modellansatzes ist jedoch auf den ersten Blick weit weniger naheliegend, da die Idee dieses Wirkungskanals vordergründig nur in einem makroökonomischen Kontext sinnvoll erscheint. Andererseits weist zumindest das im vorangegangenen Kapitel erläuterte Interdealer-Modell zur Wechselkurserklärung sowohl in der ersten als auch in der dritten Spielstufe Merkmale auf, die ökonomisch den Anpassungsprozessen beim Portfolio-Ansatz entsprechen, da hier Preisanpassungen am Devisenmarkt in Folge von Portfolioumschichtungen stattfinden. Daher kann eine zielgerichtete Ableitung eines Portfolio-Balance-Effektes in einem mikrostrukturellen Modellrahmen konzeptionell am besten innerhalb einer Variante des Interdealer-Modells umgesetzt werden.

Die Berücksichtigung von Interventionen der Zentralbank verlangt dabei eine Anpassung des Modells von Evans und Lyons (1999) dahingehend, daß die Intervention bzw. der damit verbundene Nettoauftragsfluß als Bestandteil des Kundenauftragsflusses oder aber als zusätzlicher Kundenauftragsfluß in die Spielstruktur eingefügt wird. In Evans und Lyons (2001) geschieht dies dadurch, daß die Devisenmarktinterventionen der Zentralbank Bestandteil des Kundenauftragsflusses sind. Wie auch der restliche Kundenauftragsfluß  $c_{i1}$  in dem im letzten Kapitel ausführlich erläuterten Grundmodell von Evans und Lyons (1999), unterliegt

die Interventionshöhe zu einem bestimmten Zeitpunkt  $t$  dabei einer Zufallsverteilung aus Sicht der  $N$ -Devisenhändler über  $I_t$  i.i.d.  $N(0, \sigma_I^2)$ , wobei diese Verteilung insbesondere auch unabhängig von der Verteilung des nicht zentralbankbedingten Kundenauftragsflusses ist. Der offenkundige Nachteil einer solchen Modellierung besteht jedoch darin, daß für die Interventionshöhe und -Richtung innerhalb des Modells keine nutzentheoretische Herleitung erfolgt. Die Motivation der Zentralbank hinter der Interventionsmaßnahme wird also nicht wie es im Vitale-Modell der Fall ist endogenisiert. Dabei wird die Zentralbank hier, ähnlich wie die Kunden in der ersten Stufe des Interdealer-Modells, nicht als strategischer Spieler implementiert, was die Nutzbarkeit des Modells im Hinblick auf die wirtschaftspolitischen Aspekte und damit verbundene Handlungsanweisungen stark einschränkt. In diesem Fall impliziert die Verteilungsannahme sogar, daß sich sämtliche Interventionsmaßnahmen im Endeffekt ausgleichen, da deren Erwartungswert gleich Null ist, so daß diese nicht als systematisches wirtschaftspolitisches Instrument zur Beeinflussung der Wechselkursentwicklung wahrgenommen werden.<sup>106</sup> Darüber hinaus impliziert die Verteilungsunabhängigkeit zwischen  $I_t$  und  $r_t$ , der fundamentalen Rendite des Assets, zudem, daß Devisenmarktinterventionen in diesem Modellrahmen, wie auch schon im Vitale-Modell, keine Rückwirkungen auf den Fundamentalwert haben, wovon nur bei vollständig sterilisierten Devisenmarktinterventionen auszugehen ist. Eine dritte Implikation dieser Modellannahme besteht darin, daß Interventionen grundsätzlich geheim im klassischen Sinne durchgeführt werden, d.h., die Markakteure wissen nicht, ob sich die Zentralbank überhaupt im Markt engagiert und können gleichzeitig auch den evtl. realisierten Zentralbankauftragsfluß  $I_t$  nicht der Zentralbank zuordnen, selbst wenn dieser Bestandteil des gesamten beobachteten individuellen Kundenauftragsflusses eines bestimmten Devisenhändlers ist.<sup>107</sup> Der Fokus der Analyse liegt somit, wie schon bei Evans und Lyons (1999), eher auf der Rolle des Auftragsflusses im Devisenhandel bzw. der potentiellen Wirkung von Devisenmarktinterventionen auf diesen und die damit verbundene Wirkung des Auftragsflusses auf die Preissetzung am Devisenmarkt. D.h., ein Portfolio-Balance-Effekt der Devisenmarktintervention ist in diesem Modellrahmen gleichbedeutend mit einer über den Gesamtauftragsfluß induzierten Veränderung des Wechselkurses, wobei weder die Motivation für die Intervention noch deren Effekt auf die Wohlfahrt der Zentralbank bzw. deren gesamtwirtschaftliche Effektivität hinterfragt werden.

Im Vergleich zur im vorangegangenen Kapitel betrachteten Variante des InterDealer-Modell wird in Evans und Lyons (2001) die Spielstruktur in zwei we-

<sup>106</sup> Eine Intervention wird somit gewissermaßen als eine Art Schockvariable modelliert, deren Auftreten keiner (zumindest im Modell berücksichtigten) wirtschaftspolitischen Intention unterliegt.

<sup>107</sup> Auch wenn der Erwartungswert der Interventionstätigkeit gleich Null ist, impliziert die Normalverteilungsannahme, daß die Zentralbank fast sicher in jeder Periode zumindest in geringem Umfang Interventionsmaßnahmen durchführt. Dies ist mit der gängigen Praxis des Devisenhandels ebenso wenig vereinbar, wie die Tatsache, daß sämtliche Interventionsmaßnahmen weder öffentlich angekündigt werden noch die beauftragten Devisenhändler selber ein von der Zentralbank stammender Kauf- oder Verkaufsauftrag nicht der Zentralbank zuordnen können. Die so unterstellte Form der Interventionsverschleierung durch die Zentralbank geht somit weit über die Geheimhaltungspolitik bezüglich des mit der Intervention verfolgten Wechselkursziels hinaus, wie sie im Vitale-Modell formuliert wurde.

sentlichen Punkten abgewandelt. Zum einen wird eine zusätzliche Interdealer-Handelsrunde als zweite Spielstufe eingeführt, so daß ein beliebiger Handelstag, ausgedrückt durch den Zeitindex  $t$ , aus insgesamt vier Spielstufen besteht. Zum anderen wird die Informationsstruktur dahingehend geändert, daß die Realisation der fundamentalen Rendite des ausländischen Assets  $r_t$  nicht zu Beginn einer Handelsrunde allen Marktteilnehmern bekannt ist, sondern erst nach der Abwicklung der Kundenauftragsrunde inklusive der Devisenmarktintervention und der zusätzlichen ersten Interdealer-Handelsrunde „common-knowledge“ darstellt. Ansonsten entsprechen die jeweiligen Aktionsparameter denen von Evans und Lyons (1999). Allerdings wird dabei eine streng sequentielle Abfolge von Preis- und Mengenquotierung in jeder Spielstufe unterstellt, d.h., in jeder Periode wird die Preisquotierung immer vor der Mengenquotierung abgegeben und erfolgt nicht simultan wie bei Evans und Lyons (1999).<sup>108</sup> Die Spielstruktur dieses modifizierten Interdealer-Modells ist in Abbildung 5.4 dargestellt.

Wichtig ist in diesem Zusammenhang, daß der von der Zentralbank ausgehende Auftragsfluß  $I_t$  zufällig genau einem Händler  $D_i$  in jeder Periode zugeteilt wird, es also keine Aufteilung der Interventionsaufträge auf mehrere Händler von Seiten der Zentralbank gibt.<sup>109</sup> D.h., für den von der Zentralbank zufällig ausgewählten Händler besteht der Gesamtkundenauftragsfluß, den er in der ersten Stufe bedienen muß, aus der Summe seines „normalen“ Kundenauftragsflusses  $c_{i1,t}$ , der wie für alle anderen Händler auch der identischen Verteilung  $c_{i1,t} \sim N(0, \sigma_c^2)$  folgt, und dem Interventionsauftragsfluß  $I_t$ . Für diesen Gesamtauftragsfluß legt er dann wie alle anderen Händler (simultan) eine Preisquotierung  $P_{i1,t}$  fest und nimmt entsprechend die Gegenposition des Handels ein. In den beiden Interdealer-Handelsrunden werden die Händler wiederum gleichzeitig eine Preis- und eine Mengenquotierung abgeben, die beide gegenüber den Mengenquotierungen aller anderen Händler  $T_{-i2}$  bzw. den Preisquotierungen  $P_{-i2}$  ausgeführt werden. Der daraus resultierende Gesamtauftragsfluß der ersten Interdealer-Runde  $\sum_{i=1}^N T_{i2}$  kann am Ende der Handelsrunde von allen Händlern beobachtet werden, jedoch im Unterschied zur zweiten Interdealer-Handelsrunde, als der dritten Spielstufe, nicht verzerrungsfrei.<sup>110</sup> Dieser verzerrte Gesamtauftragsfluß ergibt sich durch:

$$\widetilde{X}_2 = \sum_{i=1}^N T_{i2} + \eta \quad \text{mit} \quad \eta \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (5.36)$$

<sup>108</sup> Dementsprechend können die Marktteilnehmer immer auf den Preis reagieren. Im Ursprungsmodell ist dies lediglich in der letzten Spielstufe der Fall.

<sup>109</sup> Dies entspricht durchaus der gängigen Praxis bei Devisenmarktinterventionen, da Zentralbanken dazu tendieren, ihre Interventionsmaßnahmen über ganz bestimmte Händler abzuwickeln. Andererseits sind sich, im Gegensatz zu den Vorgaben im Modell, diese Händler durchaus dieser Interventionsmaßnahme bewußt, ebenso wie andere Devisenhändler typischerweise um die Rolle eines bestimmten Händlers als bevorzugter Intermediär für die Durchführung einer Devisenmarktintervention wissen. Vgl. hierzu Neely (2000b).

<sup>110</sup> Dies stellt eine weitere informationstheoretische Abweichung vom Modell von Evans und Lyons (1999) dar, entspricht aber der Praxis am Devisenmarkt, da ein gewisses Maß an Intransparenz auch auf einem brokergestützten Interdealer-Markt existiert und ist insofern als eine plausible Modellerweiterung des Ursprungsmodells anzusehen.

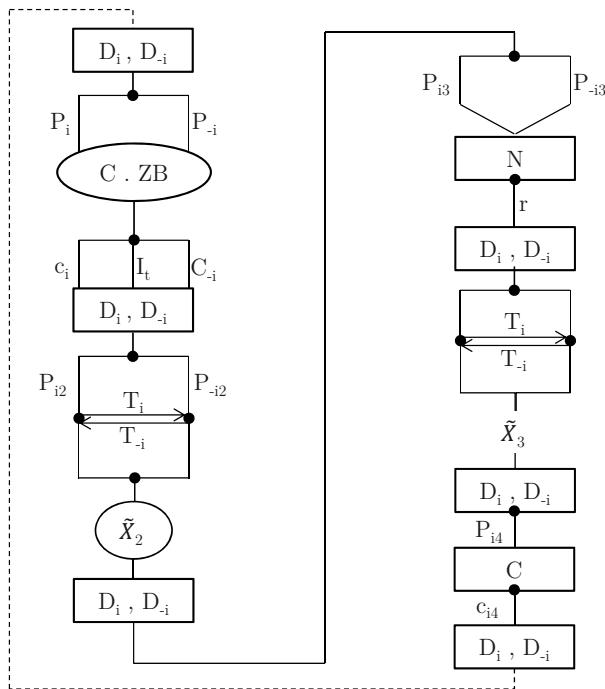


Abb. 5.4 Spielstruktur im modifizierten Interdealer-Modell von Evans und Lyons (2001)

In der anschließenden dritten Spielstufe findet nach der Beobachtung des Signals  $\tilde{X}_2$  durch die Händler eine erneute Interdealer-Handelsrunde mit denselben Aktionsparametern, aber vor einem anderen informationstheoretischen Hintergrund statt. Zu Beginn der dritten Spielstufe ist der verzerrte Gesamtauftragsfluß der vorangegangenen Handelsrunde allen Marktteilnehmern vor ihrer Preisquotierung  $P_{i3,t}$  bekannt. Nach Abgabe dieser Preisquotierung kann dann auch die Realisation der Rendite des Assets  $r_t$  und damit deren Gesamtrendite über die Zeit  $R_t = \sum_{\tau=1}^t r_{\tau}$  beobachtet werden, wobei  $r_{\tau} \sim N(0, \sigma_{\tau}^2)$  gilt. Anschließend folgt die Mengenquotierung  $T_{i3,t}$  unter Berücksichtigung dieser Informationen. Der daraus resultierende Gesamtauftragsfluß kann dann im Unterschied zur ersten Interdealer-Runde unverzerrt beobachtet werden, so daß

$$\widetilde{X_3} = \sum_{i=1}^N T_{i3} \quad (5.37)$$

gilt. Somit entspricht die dritte Handelsrunde im Wesentlichen der zweiten Handelsrunde in Evans und Lyons (1999), wobei jedoch dem Devisenhändler darüber hinaus die Information bezüglich des gestörten Gesamtauftragsflusses aus der zusätzlichen ersten Interdealer-Handelsrunde zur Verfügung steht. Auch die nachfolgende vierte Spielstufe beschreibt dasselbe Problem wie im Ursprungsmode, nämlich daß die Händler ihre aus der Bedienung der Kundenaufträge eingegangene kumulierte Nettoposition zum Ende der Handelsrunde an die Kunden als Gesamtheit abgeben möchten, um so Übernachtrisiken zu vermeiden. Dabei erfolgt die Preisquotierung der Händler vor der kumulierten Mengenquotierung der Kunden, so daß in der letzten Stufe eine sequentielle und keine simultane Abfolge der Aktionen stattfindet.<sup>111</sup> Unter der Prämisse, daß die Präferenzen bezüglich der Vermögenshaltung der N-Devisenhändler ebenso wie der Kunden insgesamt durch eine für alle Spieler identische CARA-Nutzenfunktion dargestellt werden können, wird die optimale Strategie unter Berücksichtigung der jeweiligen Informationsmengen in jedem Entscheidungsknoten als symmetrisches BNE über ein Vorwärtsinduktionsargument in diesem Modellrahmen analog zu Evans und Lyons (2001) abgeleitet. Dabei wird ebenfalls analog zum Vorgehen bei Evans und Lyons (1999) eine lineare Struktur der Preis- und Mengenquotierungen in jeder Spielstufe unterstellt.<sup>112</sup> Das entscheidende Argument bei der Ableitung des Gleichgewichts im Ursprungsmode war dabei, daß vor der letzten Spielstufe die zu überwälzende kumulierte Nettoposition der Devisenhändler eindeutig aus der Beobachtung des Gesamtauftragsflusses, dort bezeichnet als  $\widetilde{X}$ , abzulesen ist, da aufgrund der in  $c_{i1,t}$  linearen Mengenquotierungsstrategie eines jeden Händlers gilt, daß  $\sum_{i=1}^N c_{i1,t} = 1/\lambda \cdot \widetilde{X}$ , wobei  $\lambda$  der Koeffizient der Mengenquotierungsstrategie ist. Aus der Risikonutzenfunktion der Kunden läßt sich wiederum deren optimale Nachfrage unter Berücksichtigung der für sie relevanten Informationsmenge zum Zeitpunkt ihrer Aktion – also  $c_{3,t}^*$  für jede beliebige Preisquotierung  $P_{3,t}$  der Händler berechnen. Diese optimale Preisquotierung  $P_{3,t}^*$  ist dabei aus Sicht der Händler so charakterisiert, daß ausgehend von dieser Preisfestlegung in der letzten Spielstufe die Nachfrage der Kunden exakt der ausstehenden Nettoposition der Händler entspricht und somit das im Modell postulierte Ziel des Ausgleichs der Nettopositionen zum Ende des Handelstages erreicht werden kann.

Um diese Risikoüberwälzung zu gewährleisten bedarf es aber eines Preiszugesständnisses von Seiten der Devisenhändler zugunsten der Kunden, welches sich an der Risikoaufnahmefähigkeit der Kunden orientiert.<sup>113</sup> Da diese Anpassung des Wechselkurses durch die Kundenaufträge in der ersten Spielstufe ausgelöst wurde, die wiederum durch eine nicht-strategisch motivierte und deshalb zufällige Portfo-

<sup>111</sup> Im vorliegenden Modell ist dies freilich in jeder Spielstufe der Fall.

<sup>112</sup> Zu den Hintergründen der Annahme der Linearität und deren Problematik sei erneut auf die Ausführungen im dritten Kapitel zum Rational-Expectations-Ansatz und zum Interdealer-Modell verwiesen.

<sup>113</sup> Wesentliches Element dieses Parameters ist das Maß der absoluten Risikoaversion in der CARA-Nutzenfunktion.

lioumschichtung zustande kam, kann diese Preisanpassung durchaus als Portfolio-Balance-Effekt interpretiert werden, auch wenn dieser nicht durch eine sterilisierte Devisenmarktintervention ausgelöst wird.<sup>114</sup> Augenscheinlich unterscheidet sich das Teilspiel in der vierten Spielstufe im modifizierten Interdealer-Modell nur dahingehend vom Ursprungsmodell, daß hier zusätzlich auch der durch die Interventionstätigkeit der Zentralbank induzierte Auftragsfluß  $I_t$  von den Händlern an die Kunden weitergegeben werden muß, denn informationstheoretisch verfügen die Akteure über dieselben Voraussetzungen. Gleiches gilt auch für die dritte Spielstufe, die sich ebenfalls nur in diesem Punkt von der einzigen Interdealer-Handelsrunde im Originalmodell unterscheidet. Die Ableitung der optimalen Preis- und Mengenquotierungen in diesen beiden Spielstufen erfolgt somit analog zum Vorgehen im Ursprungsmodell.<sup>115</sup> Da die Mengenquotierungen der Kunden und der Zentralbank zufällig sind, ist die einzige strategische Aktion in der ersten Spielstufe die Preisquotierung der Händler. Aufgrund der auch hier geltenden Symmetrie sowie der Tatsache, daß die Informationsmenge der Händler  $\Omega_{1,t} = \Omega_{4,t-1}$  entspricht, die Händler also keine zusätzlichen Informationen im Vorfeld ihrer Preisquotierung erhalten, ist deren optimale Strategie durch

$$P_{1,t}^* = P_{4,t-1}^* \quad (5.38)$$

gegeben. Ein vergleichbares Argument kann auch für die Preisquotierung in der ersten Interdealer-Handelsrunde angeführt werden, wobei ebenfalls aus der Symmetrie der Händler bezüglich Informationsmenge und Nutzenkalküle eine einheitliche Preissetzung gemäß

$$P_{2,t}^* = P_{1,t}^* = P_{4,t-1}^* \quad (5.39)$$

erfolgt. D.h., in den ersten beiden Spielstufen eines Handelstages werden die Händler genau den Preis zum An- bzw. Verkauf der ihnen angebotenen bzw. von ihnen nachgefragten ausländischen Aktiva aufrufen, der sich zum Handelsschluß der Vorperiode ergeben hat. Die Intuition hinter dieser Strategie liegt darin, daß den Händlern keine verwertbaren Erkenntnisse vorliegen, die eine Anpassung des von allen Marktteilnehmern beobachtbaren Wechselkurses  $P_{4,t-1}^*$  rechtfertigen, da sie weder die tatsächlich realisierte Rendite  $r_t$  des Assets in dieser Periode bereits beobachten können, noch aus dem individuellen Kundenauftragsfluß oder aus dem

<sup>114</sup> Im Portfolio-Ansatz wird der Portfolio-Balance-Effekt ebenfalls über Portfolioumschichtungen der Wirtschaftssubjekte ausgelöst, wobei diese Umschichtungen hier aus dem wirtschaftspolitischen Handeln (z.B. durch eine sterilisierte Devisenmarktintervention) der Zentralbank motiviert werden, das wiederum die Angebotssituation von in- und ausländischen Wertpapieren beeinflußt. D.h., im Unterschied zum Interdealer-Modell geht im makroökonomischen Ansatz der Impuls zu einer Portfolioumschichtung grundsätzlich von den wirtschaftspolitischen Entscheidungsträgern und nicht von den privaten Wirtschaftssubjekten aus. Tatsächlich wäre aber eine Änderung der Anlagepräferenzen der Wirtschaftssubjekte in beiden Modellansätzen eine mögliche Erklärung für eine Portfolioumschichtung. Grundsätzlich beschreibt der Portfolio-Balance-Kanal die permanente Veränderung des Wechselkurses in Folge einer wie auch immer ausgelösten Portfolioumschichtung, was in beiden Modellen der Fall ist.

<sup>115</sup> Für Details sei auf die Ausführungen zum allgemeinen Interdealer-Modell im vorigen Kapitel verwiesen.

Interdealer-Auftragsfluß Informationen hierzu erlangen können. Letzteres ergibt sich dabei aus der Annahme der Unabhängigkeit der Verteilung von  $c_{i1,t}$  und  $I_t$  in Bezug auf  $r_t$ . Selbst wenn die Interventionen Hinweise auf  $r_t$  enthielten, was z.B. bei nicht sterilisierten Devisenmarktinterventionen der Fall wäre, ändert sich nichts an dieser Tatsache, da annahmegemäß die Händler eine Intervention nicht als solche identifizieren können und der gesamte Interdealer-Auftragsfluß  $\widetilde{X}_2$  erst nach der Preisquotierung verzerrt beobachtet werden kann. Im Gegensatz zur Preisquotierung wird die optimale Mengenquotierung für die einzelnen Händler in der zweiten Spielstufe dagegen sehr wohl von der Realisation der Kundenaufträge und der Interventionstätigkeit der Zentralbank aus der ersten Spielstufe abhängen. Aus Sicht des Devisenhändlers stellt sein Kundenauftragsfluß nämlich eine private Information im Hinblick auf die zu erwartende und zu überwälzende kumulierte Nettoposition aller Händler am Ende des Handelstages dar. Ein Händler, der in der ersten Periode von seinen Kunden einen Nettokaufauftrag für die ausländische Währung erhalten hat, also  $c_{i1,t} > 0$ , und somit eine Shortposition im ausländischen Asset einnimmt, erwartet eine kumulierte Shortposition aller Händler zum Ende der Handelsrunde und gemäß der durch die Risikoaversion der Marktteilnehmer erforderlichen Preisanpassung zur Überwälzung dieser Shortposition eine Preiserhöhung mit  $E[P_{4,t}^*] > P_{4,t-1}^* = P_{2,t}$ , um die Kunden zum Verkauf des Assets zu bewegen. In Antizipation dieser Preisentwicklung wird ein solcher Händler versuchen, seine Shortposition im Rahmen des Interdealer-Handels umzukehren, da er dann als Nettoverkäufer in der letzten Spielstufe einen Gewinn aufgrund dieser – der Anpassung der optimalen Portfoliohaltung von Seiten der Kunden geschuldeten – erwarteten Preisanpassung erzielen könnte. Unter Zugrundelegung einer linearen Struktur des Strategieprofils für jede Aktion in Abhängigkeit von der relevanten Variablen sieht die optimale Mengenquotierungsstrategie für alle Händler dann wie folgt aus:

$$T_{i2,t}^* = \alpha_1 \cdot c_{i1,t} \quad \text{mit} \quad \alpha_1 > 0 \quad (5.40)$$

Die optimale Strategie desjenigen Händlers, der mit der Zentralbank interagiert, ist hingegen durch

$$T_{i2,t}^* = \alpha_1 \cdot (c_{i1,t} + I_t) \quad \text{mit} \quad \alpha_1 > 0 \quad (5.41)$$

gegeben, da er bei seiner Entscheidung nicht zwischen Intervention und „normalen“ Kundenaufträgen unterscheiden kann.<sup>116</sup> Bemerkenswert hierbei ist, daß diese Mengenquotierung Ausdruck eines rein spekulativen Verhaltens seitens der Händler im Interdealer-Markt darstellt. Obwohl dies auch im Ursprungsmodell in der Interdealer-Handelsrunde der Fall gewesen ist, beinhaltet dieses Vorgehen hier ein größeres Risiko, da die Realisation der Fundamentalrendite noch nicht bekannt ist. D.h., es besteht im Unterschied zum Ursprungsmodell ein zusätzliches Preisrisiko, das unabhängig von der Motivation bezüglich der Portfolioanpassung in der letzten Spielstufe darin besteht, daß sich der Fundamentalwert des Assets ändert. Ein Devisenhändler kann also auch dann Verluste erleiden, wenn er die kumulierte Nettoposition richtig eingeschätzt hat, da das Eingehen einer Short- oder Longpo-

<sup>116</sup> D.h., auch der mit der Zentralbank interagierende Händler sieht den beobachteten Nettoauftragsfluß immer als seinen eigenen privaten Kundenauftragsfluß an.

sition ein zusätzliches Risiko über die sich erst ex post realisierende Veränderung von  $r_t$  beinhaltet.<sup>117</sup> Aufgrund der unterstellten Informationsstruktur wird dieses Preisrisiko jedoch in der nächsten Spielstufe noch nicht relevant, da die Preisquotierung  $P_{i3,t}$  vor der Beobachtung von  $r_t$  erfolgt und somit keine Anpassung bzw. Risikokompensation in dieser Periode zu erwarten ist. In der Tat berücksichtigt die optimale Preisquotierung in der zweiten Interdealer-Handelsrunde lediglich den verzerrt beobachteten Gesamtauftragsfluß aus der ersten Interdealer-Handelsrunde, da dieser ein Signal über die zu erwartende Preisquotierung in der letzten Spielstufe darstellt, die wiederum vermögens- und damit nutzenrelevant für die Händler ist. Beobachtet ein Händler bspw. ein Nettoauftragsflußsignal  $\widetilde{X}_2 > 0$ , so erwartet er eine kumulierte Nettoshortposition aller Händler in der letzten Spielstufe und damit einen tendenzielle Preiserhöhung im Vergleich zur Vorperiode. Da alle Händler das gleiche Signal erhalten, werden alle in diesem Fall eine höhere Preisquotierung abgeben, um diesem Effekt Rechnung zu tragen. Gemäß der Forderung nach einer linearen Strategiestruktur entspricht die optimale Preissetzung aller Händler zu Beginn der letzten Interdealer-Handelsrunde demzufolge:

$$P_{3,t}^* = E[P_{4,t} | \Omega_{3,t}] = P_{2,t} + \lambda_1 \cdot \widetilde{X}_2 \quad \text{mit } \lambda_1 > 0 \quad (5.42)$$

Vor der Abgabe der hierzu korrespondierenden Mengenquotierung beobachten die Händler und alle anderen Marktteilnehmer die Realisation der Rendite des ausländischen Assets  $r_t$ . Obwohl diese Beobachtung nicht direkt Bestandteil der optimalen Mengenquotierung  $T_{i3,t}^*$  ist, wird diese indirekt in die Nachfrageentscheidung der Händler einfließen, da der Wert der angestrebten Nettoposition und damit der erwartete Vermögenswert direkt von  $r_t$  abhängen. Gemäß Evans und Lyons (2001) ergibt sich die optimale Mengenquotierung in der zweiten Interdealer-Runde dann durch:

$$T_{i3,t}^* = \alpha_2 \cdot c_{i1,t} + \alpha_3 \cdot \widetilde{X}_2 + \alpha_4 \cdot (1/(N-1))T_{-i2,t} \quad \text{mit } \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4 > 0 \quad (5.43)$$

Diese unterscheidet sich in mehrerer Hinsicht deutlich von der Mengenquotierung in der Interdealer-Handelsrunde im Ursprungsmodell. Zum einen hängt diese nun ebenfalls vom Auftragsfluß aus der vorangegangenen Spielstufe bzw. dem gestörten Signal hierüber ab, was eine Reaktion auf die ebenfalls hierdurch induzierte Preisanpassung zwischen der zweiten und dritten Spielstufe darstellt.<sup>118</sup> Zum anderen versuchen die Händler über den letzten Term ihre angestrebte Nettoposition anzupassen, wenn sie in der ersten Interdealer-Handelsrunde eine Nettonachfrage bzw. ein -angebot der anderen Händler bedienen mußten.<sup>119</sup> Insofern

<sup>117</sup> Bspw. wäre bei  $c_{i1,t} > 0$  eine Preiserhöhung zu erwarten, die durch ein negatives  $r_t$  jedoch umgekehrt werden könnte, so daß eine Nettolongposition in der dritten Handelsrunde einen Spekulationsverlust nach sich ziehen würde.

<sup>118</sup> Im Ursprungsmodell gibt es erst in der letzten Spielstufe eine aus der Interaktion der Marktteilnehmer resultierende Preisanpassung.

<sup>119</sup> Da die gesamte Nachfrage aller anderen Händler  $T_{-i2,t}$  gleichmäßig auf jeden Händler aufgeteilt wird, entspricht  $(1/(N-1))T_{-i2,t}$  der gesamten Nettonachfrage, für die ein beliebiger Händler  $D_i$

spiegelt dieser Teil der Mengenquotierung den Aspekt des Hot-Potato-Handels am Devisenmarkt wider, da hier ungewollte Positionen durch den Handel mit anderen Marktteilnehmern wiederum zu weiteren Transaktionen mit diesen führen, die das Gesamtvolumen des Handels ansteigen lassen, ohne daß dies auf fundamentale Faktoren zurückzuführen ist. Die Tatsache, daß auch die zweite Mengenquotierung linear abhängig vom privaten Kundenauftragsfluß  $c_{i1,t}$  ist, stellt wiederum eine Grundvoraussetzung dar, daß der Gesamtauftragsfluß  $\widetilde{X}_3$  in dieser Spielstufe als ein unverzerrtes Signal über die kumulierte Nettoposition aller Händler wahrgenommen wird, wobei selbstverständlich auch hier der von der Zentralbank kontaktierte Händler seine Mengenquotierung durch

$$T_{i3,t}^* = \alpha_2 \cdot (c_{i1,t} + I_t) + \alpha_3 \cdot \widetilde{X}_3 + \alpha_4 \cdot (1/(N-1)) T_{-i2,t} \quad \text{mit } \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4 > 0 \quad (5.44)$$

bestimmt. Dies hat auch Auswirkungen auf die optimale Preisquotierung in der letzten Spielstufe. In erster Linie muß diese – wie oben beschrieben – so gewählt werden, daß es den Devisenhändlern gelingt, ihre kumulierte Nettoposition an die Kunden weiterzugeben. Formal bedeutet dies unter Berücksichtigung der Risikoaversion der Marktakteure, daß der aufgerufene Preis zu einer Gesamtnachfrage  $c_{4,t}$  der Kunden führt, so daß gilt:

$$c_{4,t}^* = \gamma \cdot (E[P_{4,t+1} + R_{t+1} | \Omega_{4,t}] - P_{4,t}^*) = - \left( \sum_{i=1}^N c_{i1,t} + I_t \right) \quad (5.45)$$

Tatsächlich kann gezeigt werden, daß ein eindeutiges  $P_{4,t}^*$  existiert, für das diese Gleichung erfüllt ist.<sup>120</sup> In der modifizierten Version des Interdealer-Modells besitzt diese optimale Preisquotierung dann folgende Struktur:

$$P_{4,t}^* = P_{3,t} + \lambda_2 \cdot \widetilde{X}_3 + r_t - \phi \cdot (P_{3,t} - P_{2,t}) \quad (5.46)$$

Wie im einfachen Interdealer-Modell findet in der letzten Spielstufe eine Preisanpassung statt, die proportional am Gesamtauftragsfluß des Interdealer-Handels ausgerichtet ist, wobei der Parameter  $\lambda_2 > 0$ , der das Ausmaß des Preiszugeständnisses ausdrückt, negativ von der Risikobereitschaft der Kunden, die über den Parameter  $\gamma$  definiert wird, abhängt. Aufgrund der unterschiedlichen Informations- und Spielsequenzstruktur wird ebenfalls erst in dieser letzten Preisquotierung und nicht bereits in der ersten Spielstufe einer Periode die Fundamentalwertentwicklung des ausländischen Assets über  $r_t$  eingepreist.<sup>121</sup> Der entscheidende Unterschied zwi-

---

die Gegenposition eingenommen hat. Aufgrund der getätigten Verteilungsannahmen erwarteten die Händler eine Nettonachfrage aller anderen Händler ihnen gegenüber von Null, so daß  $T_{-i2,t} \neq 0$  eine unantizipierte Störung darstellt, welche über  $T_{i3,t}^*$  kompensiert werden soll.

<sup>120</sup> Der Beweis entspricht konzeptionell exakt dem im vorangegangenen Kapitel ausführlich beschriebenen Vorgehen im Ursprungsmodell. Auf eine Darstellung wird daher und aufgrund des ungleich höheren Rechen- und Schreibaufwandes an dieser Stelle verzichtet. Gleicher gilt für die optimalen Strategien in den anderen Spielstufen.

<sup>121</sup> In Evans und Lyons (2001) wird abweichend vom Ursprungsmodell auch eine evtl. Diskontierung berücksichtigt. Da eine Diskontierung des Fundamentalwertes jedoch für die

schend den Endpreisquotierungen in den beiden Interdealer-Modellen zeigt sich jedoch im letzten Term in Gleichung (5.46). Dieser resultiert aus der Tatsache, daß in diesem Modellrahmen das Gesamtvermögen eines Händlers nicht nur beim Übergang von der vorletzten in die letzte Spielstufe beeinflußt wird, sondern schon zwischen der ersten und zweiten Interdealer-Handelsrunde, da hier eine Preisänderung (von  $P_{2,t}$  auf  $P_{3,t}$ ) stattfindet und somit die Veränderung der Nettoposition auszahlungsrelevant wird. Daher kann die optimale Preisquotierungsstrategie in der zweiten Interdealer-Handelsrunde auch als ein Preiszugeständnis zur Übernahme von Risikopositionen aufgefaßt werden, denn ein höherer Preis  $P_{3,t} > P_{2,t}$  zieht einen Spekulationsgewinn in dieser Spielstufe nach sich, wenn ein Händler  $D_i$  seine Nettoposition des ausländischen Assets verkleinert, also  $T_{i3,t} - (1/(N-1))T_{-i3,t} < 0$  ist, er also als Nettoverkäufer in dieser Spielstufe auftritt. Demgegenüber beinhaltet diese Transaktion jedoch auch das Eingehen eines zusätzlichen Risikos, da in der nächsten Spielstufe eine weitere Preisanpassung, nämlich von  $P_{3,t}$  auf  $P_{4,t}$  stattfindet, so daß der Händler die veränderte Nettoposition in der folgenden Runde zu einem anderen Preis ausgleichen muß. Mit anderen Worten geht er durch diesen potentiellen Kauf (bzw. Verkauf) ein Intratagesrisiko ein, für das er aufgrund der unterstellten Risikoaversion mit einem höheren (respektive niedrigeren) aktuellen Preis kompensiert wird. Das Risiko ergibt sich dabei sowohl aus der oben bereits erwähnten Unsicherheit bezüglich der Realisation des Fundamentalwertes als auch durch die Tatsache, daß der beobachtete Auftragsfluß  $\widetilde{X}_2$  nur ein verzerrtes Signal des für die Kursbildung in der vierten Spielstufe relevanten Auftragsflusses in der dritten Interdealer-Handelsrunde darstellt. Insofern sprechen Evans und Lyons (2001) in diesem Zusammenhang auch von einem zweiten Portfolio-Balance-Effekt, der kurzfristig bzw. auf Intratagesbasis in diesem Modellrahmen auftritt. Der Ausdruck  $\phi \cdot (P_{3,t} - P_{2,t})$  spiegelt letztlich genau den Korrekturreffekt in der Preisquotierung für die Beseitigung des zweiten Risikofaktors, also der Verzerrung der tatsächlich zu überwälzenden Nettoposition, bezogen auf die Preissetzung in der dritten Spielstufe, wider. Eine simple Umformung von Gleichung (5.46) ergibt nämlich:

$$P_{4,t}^* = P_{4,t-1} + \lambda_2 \cdot \widetilde{X}_3 + r_t + (1 - \phi) \cdot (\lambda_1 \cdot \widetilde{X}_2) \quad (5.47)$$

D.h., die Gesamtänderung des Preises von einem Handelstag zum nächsten hängt letztlich neben der Fundamentalwertanpassung proportional vom Interdealer-Auftragsfluß in beiden Handelsrunden ab, wobei jedoch der Auftragsfluß der ersten Interdealer-Runde c.p. niedriger gewichtet wird und zwar über den Parameter  $\phi$ . Diese Darstellung zeigt auch, daß die Ableitung des BNE innerhalb eines Handelstages hinreichend für die Lösung des Gesamtspiels ist, da sämtliche Parameter in Gleichung (5.47), also  $\widetilde{X}_2$ ,  $\widetilde{X}_3$  und  $r_t$ , definitionsgemäß über verschiedene Zeitperioden hinweg unabhängig voneinander sind.

---

ökonomische Beurteilung im Kontext der Modellkonzeption aufgrund des betrachteten Zeithorizonts ins Gewicht fällt, noch dessen Berücksichtigung für die Interpretation der Ergebnisse des Modells relevant ist, wird auf dessen Darstellung an dieser Stelle verzichtet.

Das zentrale Ergebnis dieses modifizierten Interdealer-Modells ist somit, daß Portfolio-Balance-Effekte über den direkten Interdealer-Nettoauftragsfluß auf die Preisbildung am Devisenmarkt wirken können und dabei sowohl einen kurzfristigen Effekt innerhalb des Handelstages als auch einen permanenten Effekt auf die Preisdynamik ausüben können, wie durch Gleichung (5.47) deutlich wird. Denn dadurch, daß sich eine Preisanpassung in Periode  $t$  ergibt, wird der Preiseffekt automatisch in die Folgeperioden übernommen, da  $P_{4,t+1}$  von  $P_{4,t}$  abhängt, so daß Gleichung (5.47) eine Differenzengleichung darstellt. Insofern beschreibt das Modell einen dynamischen Prozeß, der vom Auftragsfluß des direkten Interdealer-Handels bestimmt wird, wobei Letzterer wiederum durch Portfolioveränderungen im privaten Kundenauftragsfluß ausgelöst wird. Im Hinblick auf die Fragestellung der Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen ist dieses Ergebnis insofern bedeutsam, weil sterilisierte Devisenmarktinterventionen auch eine mögliche Ursache für diese Portfolioumschichtungen sein können, wie im Modell auch konkret unterstellt wurde. Vergleicht man diese mikrostrukturelle Erklärung eines Portfolio-Balance-Effektes von sterilisierten Devisenmarktinterventionen mit der traditionellen makroökonomisch motivierten Idee, dann fallen dabei zwei wesentliche Unterschiede ins Auge. Zum einen ist die notwendige Bedingung für das Auftreten eines solchen Effektes nicht mehr die unvollständige Substituierbarkeit in- und ausländischer Assets, sondern allgemein ein gewisses Maß an Risikoaversion bei allen am Devisenmarkt handelnden Akteuren.<sup>122</sup> Zum anderen liegt in diesem Modellrahmen der Fokus im Rahmen der Analyse der (kurz- bis mittelfristigen) Wirkungen der Intervention auf den Wechselkurs auf der Darstellung und Erklärung des Verhaltens der Marktteilnehmer, während in Modellen auf Basis des makroökonomischen Portfolio-Ansatzes lediglich eine mechanische Betrachtung der Anpassung von Nachfrage auf Angebotsveränderungen in einem klar definierten Wirkungskontext verschiedener Vermögensmärkte vorgenommen wird. Insofern liefert diese, an der Interaktion am Devisenmarkt ausgerichtete, Modellierung potentiell bedeutsame Erkenntnisse im Hinblick darauf, inwiefern ein Portfolio-Balance-Effekt am Devisenmarkt entstehen und weitergegeben werden kann. Hieraus wiederum lassen sich ökonomisch relevante Thesen hinsichtlich der Bedingungen ableiten, unter denen eine bestimmte Interventionsmaßnahme eine besonders starke Auswirkung auf den Wechselkurs haben wird, die durch den eingeschränkten konzeptionellen Rahmen des makroökonomischen Portfolio-Ansatzes nicht abgedeckt werden können. Gleichung (5.47) impliziert, daß dies c.p. genau dann der Fall ist, wenn bspw. der Parameter  $\lambda_2$  groß ist, denn in diesem Fall würde eine Intervention  $I_t > 0$  tendenziell einen positiven Nettoauftragsfluß  $\tilde{X}_3$  nach sich ziehen, der wiederum zu einer umso größeren Preisanpassung führt, je größer  $\lambda_2$  ist. Um dies modelltheoretisch zu überprüfen wäre es notwendig, eine komparativ statische Analyse analog zum Vorgehen im Ursprungsmodell in Bezug auf  $\lambda_2$  durchzuführen.

<sup>122</sup> Grundsätzlich kann das Nicht-Substituierbarkeitsargument auch auf eine allgemeine Risikoaversion der Anleger zurückgeführt werden, bzw. das Portfolio-Modell um den Aspekt der Risikoaversion erweitert werden. Dennoch ist die Notwendigkeitsbedingung im Interdealer-Modell weniger spezifisch und auch weniger kontrovers, als das Substituierbarkeitsargument im makroökonomischen Erklärungsansatz.

Allerdings sollte an dieser Stelle deutlich geworden sein, daß für eine grund-sätzliche Ableitung eines Portfolio-Balance-Effektes von sterilisierten Devisenmarktinterventionen die hier vorgenommene Modifizierung des Interdealer-Modells hinsichtlich der Spiel- und Informationsstruktur überhaupt nicht notwendig ist. Tatsächlich kann im Modell von Evans und Lyons (1999) zumindest der permanente Portfolio-Balance-Effekt analog hergeleitet werden, indem lediglich neben dem Kundenauftragsfluß auch eine Interventionsvariable  $I_t \sim N(0, \sigma_I^2)$  eingeführt wird, ohne daß sich die dort abgeleiteten Gleichgewichtsbedingungen für ein BNE ändern. Mit anderen Worten unterscheiden sich die beiden Interdealer-Modelle primär darin, daß es in der modifizierten Variante neben dem permanenten Effekt zusätzlich noch einen kurzfristigen Portfolio-Balance-Effekt auf den Wechselkurs gibt. Vor dem Hintergrund der in dieser Arbeit unterstellten Effizienz-Definition im Hinblick auf Devisenmarktinterventionen ist jedoch Ersterer ohnehin von geringem Interesse, so daß eine Beantwortung der aufgeworfenen Fragestellung unter Berücksichtigung des Interdealer-Modells von Evans und Lyons (1999) durchaus legitim wäre. Legt man dieses tatsächlich zugrunde, dann wäre eine Devisenmarktintervention umso eher zur Wechselkursbeeinflussung geeignet, je größer die Risikoaversion der Marktteilnehmer (definiert über  $\theta$ ) ist.<sup>123</sup>

Insgesamt stellt das Interdealer-Modell (in beiden Varianten) somit eine theoretische Fundierung des Portfolio-Balance-Kanals auf Basis eines mikrostrukturellen Modellansatzes dar, dessen Wirksamkeit auf der Grundlage dieser Überlegungen ebenfalls empirisch überprüft werden kann. Dabei entspringt die Motivation zur Portfolioanpassung einer Vermeidungsstrategie von Seiten der Devisenhändler im Hinblick auf das Halten von – u.a. durch Interventionsmaßnahmen ausgelösten – Übernachtrisiken, die eine Wechselkursanpassung zur Folge hat, die dann als Portfolio-Balance-Effekt identifiziert werden kann.

Eine derartige empirische Überprüfung auf Grundlage des Interdealer-Modells erfordert dabei in jedem Fall Daten über den Nettoauftragsfluß für eine direkte Interdealer-Plattform, ähnlich wie in Evans und Lyons (1999). Darüber hinaus sind jedoch auch tatsächliche Interventionsdaten erforderlich, wobei diese neben dem Zeitpunkt auch die genaue Interventionshöhe enthalten müssen, um eine Wechselkursreaktion als Folge einer Interventionsmaßnahme identifizieren zu können und zu bewerten. Im Modell wird dabei lediglich die Wirkung eines, durch eine Intervention ausgelösten, Impulses auf den direkten Interdealer-Auftragsfluß und dessen Auswirkung auf die Wechselkursdynamik analysiert. Ein Problem hierbei ist, daß die Intervention nur eine zusätzliche Impulsquelle für den Interdealer-Auftragsfluß neben den hiervon unabhängigen Netto-Kundenauftragsflüssen  $c_{i1,t}$  darstellt, wobei die beiden Auftragstypen für die Devisenhändler nicht zu unterscheiden sind. Somit besteht grundsätzlich die Gefahr, daß eine Devisenmarktintervention  $I_t > 0$  zugunsten der ausländischen Währung, die c.p. im Modell zu einer Abwertung der heimischen Währung führen würde, dadurch konterkariert werden könnte, daß sich der Kundenauftragsfluß in dieser Periode genau in die entgegengesetzte Richtung mit  $\sum_{i=1}^N c_{i1,t} > I_t$  realisiert. In dieser Situation würde die Intervention nämlich eine

---

<sup>123</sup> Vgl. hierzu die Ausführungen zum Interdealer-Modell im vierten Kapitel.

Aufwertung der heimischen Währung nach sich ziehen, was zumindest nach traditionellen Maßstäben mit einer erfolglosen Intervention gleichgesetzt werden kann. Da die Motivation dieser Kundenaufträge modelltheoretisch ebenso ungeklärt bleibt wie die wirtschaftspolitische Motivation hinter einer evtl. Interventionsmaßnahme, kann aber auch keine Aussage darüber getroffen werden, inwieweit sich die Volumina der beiden Auftragstypen (Nettokundenauftragsfluß vs. Intervention) unterscheiden.<sup>124</sup>

Wünschenswert wäre somit ein Datensatz, der zusätzlich Informationen über die Nettokundenauftragsflüsse von Devisenhändlern zum Zeitpunkt einer Interventionsmaßnahme enthält, denn nur dann lassen sich belastbare Aussagen über die tatsächliche Effektivität einer Devisenmarktintervention über den Portfolio-Balance-Kanal gewinnen. Gegenwärtig stehen derartige Daten, wie am Ende des letzten Kapitels erläutert, allerdings nicht zur Verfügung. Die empirische Analyse von Evans und Lyons (2001) umgeht diese Problematik, indem sie sowohl Kundenauftragsflußdaten als auch Interventionsdaten unberücksichtigt lässt und stattdessen auf die direkte Schätzung der optimalen Preisquotierungsstrategien im BNE des Modells abstellt. Hierzu werden ähnlich wie von Evans und Lyons (1999) ein Datensatz auf Basis der Handelsaktivitäten in einem viermonatigen Zeitraum (von Mai bis August 1996) im DM/US-Dollar Segment in einem elektronisch gestützten direkten Interdealer-Portal, Reuters-Dealing 2000-1, herangezogen. Der Datensatz enthält Informationen bezüglich jeder vollzogenen Transaktion innerhalb des oben angegebenen Zeitraums in diesem Währungssegment, wobei sowohl der sekunden-genaue Zeitpunkt, der Transaktionspreis als auch die Richtung der Transaktion jeweils aus der Sicht des den Handel initiiierenden Händlers, nicht aber das jeweilige Handelsvolumen, angegeben werden.<sup>125</sup> Die Daten über den Netto-Auftragsfluß werden dann folglich aus der Differenz aller Kauf- und Verkaufsaufträge innerhalb eines Zeitraumes gewonnen. In Evans und Lyons (2001) wird der so gewichtete Netto-Auftragsfluß dabei auf Stundenbasis aggregiert, was einen wesentlichen Unterschied zum Vorgehen von Evans und Lyons (1999) darstellt, wo auf Tagesbasis aggregiert wurde. Diese Anpassung ist dem geänderten Modellrahmen geschuldet, da im Ergebnis des modifizierten Interdealer-Modells auch eine Wechselkursveränderung innerhalb des Handelstages auftritt, der als kurzfristiger Portfolio-Balance-Effekt bezeichnet wurde und als solcher neben dem permanenten Wechselkurseffekt empirisch überprüft werden kann.

Die zusätzliche Berücksichtigung der kurzfristigen Preiseffekte und die damit verbundene höhere Komplexität infolge der Fokussierung auf Wechselkursveränderungen innerhalb eines Handelstages macht es bei Evans und Lyons (2001) erforderlich, auch den ökonometrischen Rahmen der empirischen Untersuchung im

<sup>124</sup> Im Modell haben freilich beide den gleichen Erwartungswert von Null, was unter der zusätzlichen Annahme einer betragsmäßig vergleichbaren Varianz zwar auf eine zumindest ähnliche mittlere Ausprägung hindeuten könnte. Ohne eine ökonomische Rechtfertigung dieser Annahmen bleibt diese These jedoch eine reine Spekulation.

<sup>125</sup> Damit entspricht der Datensatz demjenigen, der von Evans und Lyons (1999) verwendet wird.

Vergleich zu Evans und Lyons (1999) entsprechend anzupassen.<sup>126</sup> Während im Ursprungsmodell eine direkte OLS-Schätzung der optimalen Preisquotierungsstrategie in der letzten Spielstufe mit der Preisveränderung von einer Handelsperiode zur nächsten als abhängiger und dem Nettoauftragsfluß sowie der Fundamentalwertveränderung als unabhängigen Variablen ausreichend erschienen, verlangt das modifizierte Modell ein komplexeres Vorgehen bei der Ableitung des Schätzmodells, um die durch die veränderte Spielstruktur implizierte Preisdynamik zu überprüfen. Das Problem dabei ist die Interpretation der Schätzparameter im Regressionsmodell, da diese nicht ohne weiteres mit den Parametern der Preisdynamik im theoretischen Modell gemäß Gleichung (5.47) gleichzusetzen sind. Vielmehr stellt der geschätzte Koeffizient des Auftragsflusses  $\lambda$  in Gleichung (5.47) bei einer OLS-Schätzung der Preisveränderung im modifizierten Interdealer-Modell eine Funktion mehrerer Parameter dar. Hierzu zählen u.a. auch die Wahrscheinlichkeiten, mit denen innerhalb von zwei aufeinander folgenden Datenpunkten (also einer Stunde) bestimmte Preisveränderungen zu beobachten sein werden.

Da das modifizierte Interdealer-Modell lediglich die Existenz der Spielstufen, nicht aber deren exakte Länge vorgegeben hat, bedarf es bei der Nutzung des vorliegenden Datenmaterials einer Abschätzung dahingehend, wie lang eine Spielstufe in Stunden – unter der Annahme, daß dies die Mindestverweildauer in einer Spielstufe darstellt – tatsächlich andauert. Aus den Gleichgewichtsbedingungen des theoretischen Modells, genauer gesagt den dort enthaltenen optimalen Preisquotierungsstrategien, geht hervor, daß keine Preisveränderung stattfindet, wenn der Übergang von der ersten in die zweite Stufe vollzogen wird, da hier  $\Delta P_h^{1,2} = 0$  gilt. Dagegen wird beim Übergang von der ersten in die zweite Interdealer-Handelsrunde eine Preisanpassung von  $\Delta P_h^{2,3} = \lambda_1 \cdot \widetilde{X}_h$  und beim Übergang von der dritten in die vierte Spielstufe von  $\Delta P_h^{3,4} = \lambda_2 \cdot \widetilde{X}_3 + r_t - \phi \cdot (P_{3,t} - P_{2,t})$  erfolgen. Für das empirische Modell impliziert dies, daß zwischen zwei beliebigen Wechselkursdatenpunkten  $P_{h-1}$  und  $P_h$  nur drei mögliche Ereignisse auftreten können, nämlich eine Preisveränderung gemäß  $\Delta P_h^{2,3}$  bzw.  $\Delta P_h^{3,4}$  oder aber überhaupt gar keine Preisreaktion, so daß  $P_{h-1} = P_h$  ist. D.h., die Preisveränderung  $\Delta_h$  unterliegt einer Wahrscheinlichkeitsverteilung mit genau diesen drei Ausprägungen, wobei  $\theta_I$  als Wahrscheinlichkeit für  $\Delta P_h^{1,2} = 0$  definiert wird und analog  $\theta_{II}$  und  $\theta_{III}$  für das Auftreten von  $\lambda_1 \cdot \widetilde{X}_h$  und  $\lambda_2 \cdot \widetilde{X}_3 + r_t - \phi \cdot (P_{3,t} - P_{2,t})$ . Die theoretische Bestimmung dieser Wahrscheinlichkeiten kann allgemein über eine Zuordnung über die Wahrscheinlichkeiten der Umweltzustände erfolgen, die mit der jeweiligen Preisveränderung korrespondieren. Allgemein kann die Wahrscheinlichkeit  $\pi_j$  in einer bestimmten Spielstufe  $j = 1, 2, 3, 4$  zu sein wie folgt angegeben werden:

$$\pi_j = \rho_{j-1} \cdot \pi_{j-1} + (1 - \rho_j) \cdot \pi_j \quad (5.48)$$

Dabei gibt  $\rho_j$  jeweils die Übergangswahrscheinlichkeit an, mit der man von einer Spielstufe innerhalb der nächsten Stunde in die nachfolgende Spielstufe gelangt.

<sup>126</sup> Durch die Fokussierung auf Intradatesdaten wird allerdings auch die Aussagefähigkeit der Untersuchung im Hinblick auf eine mögliche Persistenz des Effektes auf den Wechselkurs – wie zuvor erläutert – potentiell eingeschränkt.

Bspw. ist somit die Wahrscheinlichkeit dafür, daß zwischen zwei Datenpunkten die Spielstufe  $j = 2$  erreicht wird mit der Wahrscheinlichkeit  $\pi_2 = \rho_1 \cdot \pi_1 + (1 - \rho_2) \cdot \pi_2$  angegeben.<sup>127</sup> Unter Ausnutzung von Gleichung (5.48) und der vereinfachenden Annahme, daß  $\rho_3 = 1$  gilt, daß also bei einem Übergang von Stufe Zwei nach Stufe Drei in einer Periode  $h$  in  $h + 1$  immer automatisch auch der Übergang von Stufe Drei nach Vier erfolgt (die zweite Interdealer-Handelsrunde also immer nur genau eine Stunde dauert), kann gezeigt werden, daß die Wahrscheinlichkeiten für die Beobachtungen der verschiedenen Preisveränderungen wie folgt aussehen:

$$\theta_I = 1 - \theta_{II} - \theta_{III} \quad (5.49)$$

$$\theta_{II} = \rho_2 \cdot \pi_2 \quad (5.50)$$

$$\theta_{III} = \rho_2 \cdot \pi_2 \quad (5.51)$$

Insofern kann dann die Verteilungsfunktion der  $\Delta P_h$  eindeutig algebraisch bestimmt werden, was eine Ableitung des über die verfügbare Informationsmenge zu jedem Zeitpunkt  $h$  bedingten Erwartungswertes von  $\Delta P_h$ , also

$$E[\Delta P_h | \Omega_h] = \theta_{II} \cdot \lambda_1 \cdot \widetilde{X}_h + \theta_{III} \cdot \lambda_2 \cdot \widetilde{X}_h - \theta_{II} \cdot \phi \cdot \Delta P_{h-1} \quad (5.52)$$

ermöglicht. Wenn das empirische Modell von Evans und Lyons (2001) demnach durch

$$\Delta P_h = E[\Delta P_h | \Omega_h] + \varepsilon_h \quad (5.53)$$

gegeben ist, dann kann folgendes Regressionsmodell zur Überprüfung des modifizierten Interdealer-Modells aufgestellt werden:

$$\Delta P_h = \beta_0 + \beta_1 \cdot \widetilde{X}_h + \beta_2 \cdot \Delta P_{h-1} + \varepsilon_h \quad (5.54)$$

Dabei entsprechen  $\beta_1 = \theta_{II} \cdot \lambda_1 + \theta_{III} \cdot \lambda_2$  und  $\beta_2 = \theta_{II} \cdot \phi$ . Durch diese Regressionsgleichung gelingt es, alle wesentlichen vom theoretischen Grundmodell postulierten Eigenschaften der Preisdynamik vor dem Hintergrund des zur Verfügung stehenden Datenmaterials und dessen Strukturierung empirisch zu überprüfen.

Tatsächlich impliziert das Modell, daß eine Preisveränderung  $\Delta P_h \neq 0$  nur beim Übergang von der zweiten in die dritte Stufe und beim Übergang von der dritten in die vierte Stufe zu beobachten sein wird, wobei diese Preisveränderung dann einem u.a. vom direkten Interdealer-Auftragsfluß der Periode bestimmten Prozeß folgt. Das Modell impliziert aber auch, daß  $\Delta P_h$  genau dann gleich Null ist, wenn innerhalb der betrachteten Stunde kein Übergang in eine andere Spielstufe erfolgt (die Spielstufe also länger als eine Stunde in Anspruch nimmt) oder aber der Übergang

<sup>127</sup> Einfach ausgedrückt muß man, um sich in Spielstufe Zwei zu befinden, entweder innerhalb einer Stunde von Spielstufe Eins in Spielstufe Zwei gewechselt sein, was mit Wahrscheinlichkeit  $\rho_1 \cdot \pi_1$  der Fall sein wird, oder aber man ist bereits in Stufe Zwei und bleibt innerhalb dieser Stunde auch dort, was genau dann der Fall ist, wenn man nicht in Spielstufe Drei wechselt, was durch die Wahrscheinlichkeit  $(1 - \rho_2) \cdot \pi_2$  ausgedrückt wird.

von Stufe Vier in Stufe Eins bzw. von Stufe Eins in Stufe Zwei erfolgt. Insofern führt eine Datenbeobachtung von  $\Delta P_h \neq 0$  bei Gültigkeit des Modells entweder zu einem Übergang von Stufe Zwei in Stufe Drei oder aber von Stufe Drei in Stufe Vier. Ohne Kenntnis der genauen Verteilung von  $\Delta P_h$ , also der zugehörigen  $\theta$ , kann jedoch aus den Daten nicht geschlossen werden, ob die Veränderung aus einem Übergang der zweiten zur dritten Stufe oder von der dritten zur vierten resultiert. Die in Gleichung (5.54) ausgedrückte Regressionsschätzung umgeht dieses Problem dadurch, daß die Koeffizienten  $\beta_1$  und  $\beta_2$  eine mit den Wahrscheinlichkeiten gewichtete Kombination der beiden Ereignisse darstellen. Der große Vorteil einer auf dieser Basis vorgenommenen OLS-Schätzung ist jedoch, daß diese nur mit den im Datensatz verfügbaren Informationen bezüglich Wechselkursentwicklung und Auftragsflußrealisation auf Stundenebene durchgeführt werden kann und trotzdem eine Überprüfung der Existenz eines kurz- und langfristigen Portfolio-Balance-Effektes im Sinne des modifizierten Interdealer-Modells ermöglicht. Denn obwohl die Spezifikation in Gleichung (5.54) keine Rückschlüsse auf die konkrete Ausprägung der Modellvariablen  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  und  $\phi$  erlaubt, impliziert ein signifikant positiver Parameter  $\beta_1$  bei gleichzeitig negativ signifikantem Parameter  $\beta_2$  einen (indirekten) Nachweis beider Effekte. Für  $\beta_1 > 0$  wird zumindest die im Modell aufgestellte These gestützt, daß es der kumulierte Interdealer-Auftragsfluß ist, der – möglicherweise neben anderen Faktoren – für eine Anpassung des Wechselkurses in die modelltheoretisch vorhergesagte Richtung (positiver Nettoauftragsfluß nach ausländischer Währung führt zur Abwertung der heimischen Währung bzw. zum Steigen des Wechselkurses in Preisnotierung) verantwortlich ist.<sup>128</sup> Aus  $\beta_2 < 0$  wiederum kann geschlossen werden, daß eine Abwertung der heimischen Währung in der Vorperiode ( $\Delta P_h > 0$ ) tendenziell zu einer Aufwertung in der Folgeperiode  $h + 1$  führen wird.<sup>129</sup> Diese autoregressive Beziehung kommt einem automatischen Korrekturmechanismus der Preisdynamik nahe, der konzeptionell der im theoretischen Modell abgeleiteten Korrektur der Preisquotierung in der vierten Spielstufe entspricht. Diese wurde dort aufgrund der mit der Spekulation aus der zweiten Interdealer-Handelsrunde verbundenen Risikokompensation notwendig. Dieser sog. kurzfristige Portfolio-Balance-Effekt impliziert somit dieselbe autoregressive Beziehung, die sich bei einem signifikanten  $\beta_2$  mit negativem Vorzeichen in den Daten ablesen ließe, wodurch auch die zweite zentrale Prämisse des modifizierten Interdealer-Modells zumindest indirekt bestätigt werden würde. Bemerkenswert an der Regressionsgleichung (5.54) ist allerdings die Nichtberücksichtigung des Parameters  $r_t$  – also der Fundamentalentwicklung – im Regressionsmodell. Diese wird somit nur über den Störparameter  $\varepsilon$  erfasst und nicht wie in Evans und Lyons (1999) über eine Proxy-Variable in die

<sup>128</sup> Da die abhängige Variable in der Regressionsschätzung zudem die Veränderung des Wechselkurses ist, wird damit auch gleichzeitig die Permanenz der Wechselkursanpassung bestätigt, da die Wirkung auf den Wechselkurs  $P_h$  in  $\Delta P_{h+1}$  ebenfalls enthalten ist und somit in die Zukunft fortgeschrieben wird.

<sup>129</sup> Eine Periode ist im Sinne dieser Regressionsanalyse nicht mit einem Handelstag, sondern mit einer Spielstufe innerhalb eines Handelstages gleichzusetzen, wobei der Übergang von einem Handelstag zum nächsten durch den Übergang von einer vierten in eine erste Spielstufe ausgedrückt wird.

Schätzung integriert.<sup>130</sup> So umgehen Evans und Lyons (2001) nicht nur auf elegante Art und Weise das Problem, eine geeignete Proxy-Variable für  $r_t$  zu finden, sondern können gleichzeitig auch einen evtl. geringen Erklärungsgehalt der Schätzung (bspw. gemessen am adjustierten  $R^2$ ) auf diesen Umstand zurückführen, ohne die grundsätzliche Aussagefähigkeit des Modells hinterfragen zu müssen.<sup>131</sup>

Die Schätzung von (5.54) erfolgt von Evans und Lyons (2001) sowohl für die absoluten Wechselkursveränderungen  $\Delta P_h$  als auch für die logarithmierten Veränderungen  $\Delta p_h$  als abhängiger Variablen, wobei letztere Variante zwar nicht exakt der im Modell unterstellten Struktur aber dem traditionellen Vorgehen im Rahmen von Zeitreihenanalysen bei Finanzmarktdaten entspricht.<sup>132</sup> In beiden Schätzungen werden dabei die Parameter  $\beta_1$  und  $\beta_2$  als statistisch signifikant verschieden von Null und mit dem jeweils richtigen Vorzeichen angegeben, wobei in der ersten Variante  $\lambda_1 = 0,258$  und  $\lambda_2 = -0,203$  sind, während für die logarithmierten Preisveränderungen  $\lambda_1 = 0,171$  und  $\lambda_2 = -0,204$  errechnet wurden.<sup>133</sup> Demzufolge gelingt es Evans und Lyons (2001) auf den ersten Blick, mit Hilfe des modifizierten Regressionsmodells nur auf Basis der aus dem Reuters-Dealing-2001-System gewonnenen Daten eine empirische Bestätigung für die modelltheoretisch abgeleiteten Thesen des modifizierten Interdealer-Modells zu finden. Doch bei aller konzeptionellen Eleganz im beschriebenen Vorgehen der Autoren stellt sich die entscheidende Frage, was diese Analyse im Hinblick auf Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen über den Portfolio-Balance-Kanal tatsächlich wert ist. Bei einer genaueren Auseinandersetzung mit den theoretischen Ergebnissen des Modells sowie der Interpretation der empirischen Untersuchung ergeben sich nämlich erhebliche Zweifel daran, ob eine Devisenmarktintervention einen signifikanten Effekt auf die Wechselkursentwicklung über den Portfolio-Balance-Effekt auszuüben vermag. Diese Skepsis lässt sich zum einen an der Regressionsschätzung festmachen und ist zum anderen auch schon in der theoretischen Konzeptionierung an sich begründet. Das größte Problem in der ökonometrischen Umsetzung bei Evans und Lyons (2001) besteht darin, daß hier lediglich Daten zum direkten Interdealer-Auftragsfluß zugrunde gelegt werden, nicht aber Informationen über den Kundenauftragsfluß, zu dem definitionsgemäß auch Devisenmarktinterventionen zählen, der diesen modelltheoretisch überhaupt erst induziert. Im Endeffekt zeigt das Er-

<sup>130</sup> Aufgrund der Modellannahmen führt die Nichtberücksichtigung nicht zu einer Verzerrung der OLS-Schätzung, da  $r_t$  unabhängig vom Auftragsfluß  $\widetilde{X}_h$  und allen anderen in  $\beta_1$  und  $\beta_2$  enthaltenen Parameter ist, so daß für  $\epsilon_h$  tatsächlich keine Korrelation mit den Regressoren vorliegt.

<sup>131</sup> In diesem Zusammenhang ist anzumerken, daß eine Berücksichtigung der Fundamentalentwicklung in einer weiteren Untersuchung über die Prüfung der Zustandsabhängigkeit der Ergebnisse zumindest noch thematisiert wird. Für Details sei auf Evans und Lyons (2001), S.16ff. verwiesen.

<sup>132</sup> Der Vorteil hierbei besteht insbesondere im Zusammenhang mit Aktienkursen darin, daß die Differenz der Logarithmen der Aktienkurse der logarithmierten Rendite der Aktie entspricht.

<sup>133</sup> In beiden Varianten weisen die angegebenen t-Werte für die Parameter auf Basis der Residuen der OLS-Schätzung darauf hin, daß eine Signifikanz auf dem 1-Prozent-Niveau festgestellt werden kann. Die Robustheit dieser Ergebnisse wird dabei u.a. dadurch bestätigt, daß eine Regression auf jeweils nur einen Parameter einen schlechteren Erklärungsgehalt aufweist, wobei eine Schätzung ohne Auftragsflußvariable nahezu keine Erklärung für die Streuung im Regressionsmodell liefert.

gebnis der Regressionsschätzung nur, daß eine Wechselkurswirkung vom kumulierten Nettoauftragsfluß auf den direkten Interdealer-Handel ausgeht. Die im Modell implizierte Abhängigkeit zwischen Interdealer- und Kundenauftragsfluß inklusive Interventionsmaßnahmen bleibt dagegen empirisch völlig unberücksichtigt. Die für eine Beurteilung der Effektivität einer Interventionsmaßnahme relevante Information, inwieweit eine bestimmte Interventionssumme den Wechselkurs am Devisenmarkt nachhaltig verändert, ist demnach aus der empirischen Analyse von Evans und Lyons (2001) nicht abzulesen.<sup>134</sup> Erschwerend kommt hinzu, daß im betrachteten Zeitraum von Mai bis August 1996 sowohl von deutscher als auch von US-amerikanischer Seite nachweislich keine Devisenmarktinterventionen durchgeführt wurden. Dies läßt den Schluß zu, daß die Ergebnisse der empirischen Untersuchung zumindest im Hinblick auf die Wirkung von Devisenmarktinterventionen denkbar wenig Aussagekraft besitzen.

Selbst wenn man den nur modelltheoretisch implizierten Zusammenhang zwischen Kunden- und Interdealer-Auftragsfluß grundsätzlich akzeptiert, ergibt sich immer noch das Problem, inwieweit Interventionen durch den offensichtlich präsenten privat ausgelösten Portfolioshift verwässert werden und damit die Möglichkeit einer wie auch immer motivierten Wechselkursbeeinflussung über den Portfolio-Balance-Kanal von Seiten der Zentralbank potentiell eingeschränkt wird.<sup>135</sup> Insofern läßt sich das Ergebnis der Regressionsschätzung durchaus dahingehend interpretieren, daß eine Wirkung von Devisenmarktinterventionen auf den Wechselkurs, zumindest über einen reinen Portfolio-Balance-Effekt hinaus, nicht oder allenfalls bei einem außergewöhnlich hohen Interventionsvolumen auftreten wird.

Abgesehen von den empirisch bedingten Schwierigkeiten im Hinblick auf die Überprüfung eines Portfolio-Balance-Kanals ist auch eine nicht zu vernachlässigende konzeptionelle Schwäche im theoretischen Modell von Evans und Lyons (2001) bzw. im Interdealer-Modell an sich auszumachen, die sich im Hinblick auf die Bewertung der Effektivität von Devisenmarktinterventionen ergibt. Diese betrifft die Segmentierung am Devisenmarkt, die durch die Spielstruktur ganz allgemein impliziert wird. Wie im vorangegangenen Kapitel erläutert, spiegelt das im Interdealer-Modell dargestellte Verhalten lediglich einen Teil des gesamten Devisenmarktes wider, nämlich den direkten Interdealer-Handel. Demzufolge ist auch die resultierende Preisdynamik nicht automatisch gleichzusetzen mit der Preisdynamik am gesamten Devisenmarkt, der u.a. auch den, zumindest vom Handelsvolumen her deutlich bedeutenderen, brokergestützten Devisenhandel beinhaltet. Aus der Sicht einer intervenierenden Zentralbank wird das Ziel der Intervention, also die Wechselkursbeeinflussung (mit welcher Motivation auch immer), jedoch offenkundig nicht auf einen Teilmarkt beschränkt sein, sondern die Preisentwicklung

<sup>134</sup> Auf diesen Sachverhalt wird in Evans und Lyons (2001, S.20) explizit hingewiesen. Dabei geht es um die Quantifizierung des Verhältnisses zwischen Interventionsvolumen und resultierendem Interdealer-Auftragsfluß.

<sup>135</sup> Bei Gültigkeit des Modells wäre der gesamte, im Datensample beobachtete Interdealer-Auftragsfluß nur auf Portfolioumschichtungen im privaten Bereich zurückzuführen. Um dann die beobachtete Wirkung zu entfalten, müßte der diesem zugrundeliegende Netto-Kundenauftragsfluß demnach ein beträchtliches Volumen aufweisen.

am gesamten Devisenmarkt inklusive aller Teilsegmente im Auge haben. Insofern werden im Interdealer-Modell in jedem Fall die Aus- bzw. Rückwirkungen auf die Preisdynamik in anderen Teilssegmenten komplett außer Acht gelassen, was eine potentielle Verzerrung bei der Bewertung der tatsächlichen Effektivität einer Interventionsmaßnahme vermuten lässt. Zudem wird von Evans und Lyons (2001) implizit unterstellt, daß eine Interventionsmaßnahme als Kundenauftragsfluß nur in den direkten Interdealer-Markt weitergegeben wird und es bleibt unberücksichtigt, daß ein Händler seine Position auch in einen indirekten Brokermarkt überwälzen könnte. Gerade Letzteres scheint jedoch, zumindest anhand der Ergebnisse von Umfragen bei Devisenhändlern, die deutlich beliebtere Plattform zu sein, in der von Zentralbanken beauftragte Händler unmittelbar danach tätig werden (Neely, 2005).

Zusammenfassend kann daraus geschlossen werden, daß auf Grundlage des Interdealer-Modells kein überzeugender empirischer Nachweis eines Portfolio-Balance-Effektes im Zusammenhang mit sterilisierten Devisenmarktinterventionen erbracht werden kann. Dieses Versagen kann jedoch nicht ausschließlich auf das – zumindest im Hinblick auf diese Fragestellung – wenig geeignete ökonometrische Verfahren von Evans und Lyons (2001) zurückgeführt werden, sondern ist nicht zuletzt auch der bereits am Ende des vorangegangenen Kapitels angesprochenen fehlenden Datenbasis im Bereich der Auftragsflußdaten im Allgemeinen geschuldet. Selbst wenn es datentechnisch möglich wäre, einen direkten Zusammenhang zwischen Interdealer-Auftragsfluß und Interventionsvolumen empirisch zu überprüfen, wird dadurch aber nicht das mindestens ebenso schwerwiegende konzeptionelle Problem des Interdealer-Modells gelöst, wonach die Wirkungen einer Intervention auf den direkten Interdealer-Handel und die damit verbundenen Vernachlässigung des Gesamtdevisenmarktes isoliert voneinander beobachtet werden. Diese Problematik ist dann auch durch mögliche Erweiterungen innerhalb des theoretischen Modells, wie z.B. die Annahme, daß die Intervention dem jeweils beauftragten Händler bekannt ist – was einer teilweisen Aufhebung der Annahme der völligen Geheimhaltung gleichkäme – oder das Interventionen Rückwirkungen auf den Fundamentalwert haben können (also nicht sterilisiert werden) – was theoretisch wie auch im makroökonomischen Portfolio-Modell zu einem c.p. größeren Portfolio-Balance-Effekt führen sollte – nicht zu beheben.<sup>136</sup> Letztlich ist somit auch bei einer an der Mikrostruktur des Devisenmarkt orientierten Betrachtungsweise die Existenz einer durch Portfolioumschichtungen ausgelösten Wechselkursveränderung in Folge von Devisenmarktinterventionen ebenso wenig empirisch quantifizierbar, wie in den auf makroökonomischen Ansätzen basierenden Studien. In Anbetracht dieser Tatsachen stützt die vorgestellte marktmikrostrukturelle Analyse des Portfolio-Balance-Kanals von Devisenmarktinterventionen eher die These, daß die praktische Bedeutung dieses theoretisch durchaus fundierten Wirkungskanals vernachlässigbar ist. Damit ist gleichzeitig aber auch die allgemeine Effektivität von sterilisierten Devisenmarktinterventionen als wirtschaftspolitisches Instrument grundlegend in Frage gestellt.

---

<sup>136</sup> Abgesehen davon ist eine Umsetzung dieser Erweiterungen im Modellrahmen äußerst kompliziert, da eine algebraische Ableitung eines BNE hierdurch evtl. unmöglich wird.

## 5.2 Der Koordinationskanal

Die Betrachtung der traditionellen Wirkungsanäle sterilisierter Devisenmarktinterventionen vor dem Hintergrund einer mikrostrukturellen Modellkonzipierung konnte insgesamt allenfalls bedingte Erkenntnisse darüber liefern, inwiefern solche Interventionen eine vom wirtschaftspolitischen Entscheider angestrebte Beeinflussung des Wechselkurses ermöglichen. Insbesondere die Analyse des Portfolio-Balance-Kanals mit Hilfe des Interdealer-Modells hat dabei deutlich gemacht, daß eine direkte Schätzung des Einflusses von Devisenmarktinterventionen im Rahmen eines Mikrostrukturmodells ökonometrisch schwer umzusetzen ist. Insofern kann auf Grundlage dieser Erkenntnisse die implizit in der (Arbeits-)Hypothese 1 aufgestellte Vermutung, daß sterilisierte Devisenmarktinterventionen über diese Wirkungsanäle eine effektive Beeinflussung der Wechselkursentwicklung erlauben, nicht eindeutig bestätigt werden.

Die Ergebnisse des Vitale-Modells suggerieren wiederum, daß die jeweilige Motivation hinter einer Interventionsmaßnahme nicht nur im Hinblick auf die Bewertung der Effektivität, sondern auch in Bezug auf das dadurch ausgelöste Verhalten der Devisenmarktakteure eine bedeutende Rolle spielt. Eine Möglichkeit, diesen Problemen zu begegnen, besteht darin, einen neuen Wirkungskanal auf Basis des Mikrostrukturansatzes abzuleiten, der zum einen direkt an der Intention einer Interventionsmaßnahme anknüpft und zum anderen auch empirisch mit „konventionellerem“ Datenmaterial zu überprüfen ist.<sup>137</sup> Die Möglichkeit der Ableitung eines Wirkungskanals von Devisenmarktinterventionen auf Basis eines mikrostrukturellen Modellrahmens entspricht dabei inhaltlich der (Arbeits-)Hypothese 2. Ein solcher alternativer Wirkungskanal von Devisenmarktinterventionen stellt der erstmals von Sarno und Taylor (2001) formulierte sogenannte Koordinationskanal dar. Die Idee des Koordinationskanals besteht darin, daß, wenn eine fundamentale Fehlbewertung des Wechselkurses besteht, eine Interventionsmaßnahme als Signal an die Marktteilnehmer verstanden werden kann, vorausgesetzt daß die Intervention in diesem Fall zugunsten der unterbewerteten Währung stattfindet.<sup>138</sup> Auf den ersten Blick scheint dieses Konzept somit der Idee des Signalling-Kanals zu entsprechen. Der entscheidende Unterschied besteht jedoch in der Art der Signalwirkung. Während beim Signalling-Kanal sowohl in der ursprünglichen Fassung von Mussa (1981) als auch in der allgemeineren Variante von Vitale (1999) die Intervention die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte hinsichtlich der Entwicklung des Wechselkurses beeinflussten, wird beim Koordinationskanal eine Signalwirkung in Bezug auf das Verhalten der anderen Marktteilnehmer unterstellt und nicht auf die Bewertung des Wechselkurses an sich abgestellt.

Ausgangspunkt der Überlegung zur Ableitung des Koordinationskanals bildet dabei die Vorstellung, daß es zwei unterschiedliche Typen von Akteuren am Devi-

<sup>137</sup> Mit unkonventionellem Datenmaterial sind in diesem Zusammenhang u.a. die nicht zugänglichen Daten zum Kunden- und Interdealer-Auftragsfluß gemeint.

<sup>138</sup> D.h. die Intervention stellt eine grundsätzlich stabilisierende Maßnahme am Devisenmarkt dar, so daß die Intention der Zentralbank automatisch mit einer Misalignmentbekämpfung gleichgesetzt werden kann.

senmarkt gibt, nämlich solche, die ihre Anlageentscheidung am Devisenmarkt auf Basis von fundamentalen ökonomischen Faktoren treffen und solche, deren Verhalten losgelöst von derartigen Überlegungen ist bzw. deren Verhalten nicht mit der Vorstellung von vollständiger Rationalität in einem ökonomischen Modellrahmen vereinbar ist. In der Finanzmarktliteratur haben sich zur Klassifizierung dieser beiden Anlagetypen die Begriffe Fundamentalisten und Chartisten herausgebildet (Frankel und Froot, 1986; Westerhoff, 2003). D.h., während ein Anleger bzw. Händler am Devisenmarkt, der zur Gruppe der sog. Fundamentalisten zu zählen ist, seine Entscheidungsregel hauptsächlich auf Grundlage von fundamentalen (makroökonomischen) Rahmenbedingungen bildet, fußen die Anlageentscheidungen von Chartisten auf einfachen Daumenregeln in Abhängigkeit von der Entwicklung einiger weniger Schlüsselparameter, wie z.B. der vergangenen Wechselkursentwicklung, des Marktumsatzvolumens oder der Marktvolatilität. Der potentielle Vorteil der Anlageentscheidung auf Grundlage einer solchen charttechnischen Anlagestrategie im Vergleich zu einer sog. Fundamentalanalyse besteht dabei in der wesentlich geringeren Komplexität einer solchen Strategie. Eine auf makroökonomischen Zusammenhängen basierende Einschätzung der zukünftigen Wechselkursentwicklung setzt nicht nur ein erhebliches Maß an Fachwissen voraus, sondern verlangt auch eine wesentlich aufwendigere Datenerhebung und Auswertung als eine Anlageentscheidungsstrategie, die sich lediglich an der Beobachtung einer oder mehrerer öffentlich verfügbarer Marktkennzahlen orientiert. Ökonomisch argumentiert besitzt die Chartanalyse demnach einen eindeutigen Transaktionskostenvorteil gegenüber der Fundamentalanalyse, so daß gerade vor dem Hintergrund der zuvor thematisierten Zeitrestriktion bei der Entscheidungsfindung im Devisenhandel aus Sicht der Devisenhändler die Nutzung derartiger charttechnisch motivierter Entscheidungsregeln potentiell einfacher umsetzbar ist als eine Strategie, die an abstrakteren (makroökonomischen) Kennzahlen festgemacht wird.

Auf die praktische Bedeutung derartiger charttechnischer Entscheidungsregeln am Devisenmarkt weisen eine Reihe von Studien auf Grundlage von Befragungen von Devisenhändlern, wie beispielsweise Taylor und Allen (1992), hin. Demnach scheint die Chartanalyse (zumindest in bestimmten Phasen des von ihnen betrachteten Beobachtungszeitraums) sogar eine im Vergleich zur Fundamentalanalyse dominante Rolle zu spielen, da immerhin 60 Prozent der befragten Devisenhändler angeben, charttechnische Informationen als mindestens ebenbürtig zu fundamentalen Informationen anzusehen (Taylor und Allen, 1992, S.309). Die aus diesem Ergebnis ableitbare große Verbreitung charttechnisch motivierter Entscheidungsregeln in der Praxis des Devisenhandels ist jedoch nicht allein mit dem Transaktionskostenargument dauerhaft zu begründen, da eine solche Strategie unter Berücksichtigung der – zumindest langfristig über die KKP-Theorie implizierten – Bedeutung der Entwicklung der makroökonomischen Fundamentalfaktoren auf den Wechselkurs zu Spekulationsverlusten führen wird und sich somit als ineffektiv herausstellen würde. Tatsächlich kann sich eine charttechnisch motivierte Anlagestrategie über einen längeren Zeitraum nur dann als profitabel erweisen, wenn diese Strategie von einer ausreichenden Anzahl an Marktteilnehmern dupliziert wird. In diesem Fall besitzt die Chartstrategie nämlich die Eigenschaft einer sich selbst erfüllenden Prophezei-

ung, so daß die der Strategie inhärente Prognose bezüglich der zukünftigen Wechselkursentwicklung deswegen eintritt, weil diese Strategie genau in dieser Form implementiert wird. Als Beispiel hierfür sei eine einfache autoregressive Wechselkursstrategie angeführt, die besagt, daß bei einer am Vortag beobachteten Abwertung der heimischen Währung (steigender Wechselkurs in Preisnotierung), die heimische Währung heute zugunsten der ausländischen Währung verkauft werden soll. Wird diese Strategie von einer ausreichenden Anzahl an Devisenhändlern verfolgt, dann wird die Gesamtnachfrage am Devisenmarkt bzw. der Nettoauftragsfluß bei einer mikrostrukturellen Betrachtungsweise, für die ausländische Währung positiv sein, was heute tendenziell zu einer weiteren Abwertung der heimischen Währung bzw. einem Anstieg des Wechselkurses in Preisnotierung führt. Durch diese Abwertung der heimischen Währung wird dann aber gleichzeitig die so erworbene Nettoposition an ausländischen Assets c.p. wertvoller. Es wird sich also ein positiver kurzfristiger Spekulationsgewinn einstellen.<sup>139</sup> Wird diese Strategie in den nächsten Tagen weiterverfolgt, setzt sich der Abwertungstrend der heimischen Währung weiter fort, vorausgesetzt die Strategie wird weiterhin von genügend Händlern im Markt angewendet. Andererseits müssen sich im Markt auch noch Händler befinden, die bereit sind, eine Gegenposition zum Verkauf der heimischen Währung einzunehmen, die also eine andere, z.B. an den Fundamentalfaktoren orientierte, Handelsstrategie verfolgen. Zumindest in der beschriebenen Situation wird ihre Strategie jedoch mit zunehmenden Spekulationsverlusten einhergehen, so daß ein offensichtlicher ökonomischer Anreiz besteht, diese Handelsstrategie zu überdenken. Mit anderen Worten wird in einer solchen Situation die Fundamentalanalyse als Handelsstrategie immer unattraktiver, während gleichzeitig die Chartanalyse immer profitabler wird.

An dieser Stelle wird auch deutlich, daß die Begriffe Fundamental- und Chartanalyse nicht automatisch mit den Attributen rational und irrational zu versehen sind. In dem beschriebenen Szenario ist es unter Umständen sogar rational, eine an der charttechnischen Analyse orientierte Handelsstrategie zu verfolgen, und zwar dann, wenn ein Händler davon ausgeht, daß die charttechnisch bedingte Marktentwicklung andauert. In diesem Fall ist der (bedingte) Erwartungswert der Chartstrategie positiv, während er für die Fundamentalanalyse negativ ist, so daß auch entscheidungstheoretisch die Rationalität dieser Anlagestrategie abgeleitet werden kann. Die Formalisierung dieser Überlegungen bildet die Grundlage für den theoretischen Nachweis sog. rationaler Blasen auf einem Finanzmarkt nach Blanchard (1979).<sup>140</sup> Allgemein beschreibt eine spekulative Blase dabei einen Marktstand, in dem die Preisdynamik ausschließlich durch das Nachfrageverhalten der Marktteilnehmer auf Grundlage ihrer Erwartungen bezüglich der Fortsetzung eines Preistrends getrieben wird, der wiederum nicht durch fundamentale

<sup>139</sup> Dieser Gewinn ist natürlich zunächst einmal nur buchhalterisch, da die ausländischen Wertpapiere ja nicht verkauft werden.

<sup>140</sup> Bei Blanchard (1979) wird dabei jedoch nicht geklärt, wie eine solche Situation entsteht, sondern lediglich die Rationalität hinter der Aufrechterhaltung einer wie auch immer entstandenen Blase analysiert. Ein Hinweis auf die grundsätzlichen Voraussetzungen für das Entstehen einer Blase wird erst in einem dynamischen Assetmarkt-Modell von Tirole (1985) gegeben.

Faktoren begründet wird. Insofern führt eine spekulative Blase zu einer Destabilisierung der Preisdynamik in Bezug auf den unterliegenden Fundamentalwert. Die in diesem Zusammenhang jedoch ungeklärte Frage der Entstehung und anfänglichen Entwicklung einer solchen spekulativen Blase speziell am Devisenmarkt kann dabei mit Hilfe der Chartisten-Fundamentalisten Kategorisierung der Marktteilnehmer erklärt werden. Die entscheidende Voraussetzung für eine solche Erklärung bildet die Prämisse, daß die Anteile der Fundamentalanalyse bzw. der Chartanalyse an der Gesamtverteilung der verwendeten Handelsstrategien der Devisenhändler im Zeitablauf nicht konstant sind, sondern sich zustandsabhängig von der jeweiligen Marktsituation unterschiedlich verteilen, wobei in bestimmten Marktsituationen die Chartanalyse eine dominante Rolle einnimmt und in anderen Situation die Fundamentalanalyse von den meisten im Markt aktiven Händlern genutzt wird. Die These einer zustandsabhängigen Verteilung der beiden Anlagestrategien wird erstmals von Frankel und Froot (1990) aufgeworfen. Sie schließen dies aus den Ergebnissen der Befragungen von Devisenhändlern, in denen sich zeigt, daß zwischen 1978 und 1985 das Verhältnis zwischen den (ausschließlich) auf die Fundamentalanalyse zurückgreifenden Händlern und den (ausschließlich) auf die Chartanalyse vertrauenden Händlern sich vollständig umgekehrt hat (von 19:3 zu 5:15). Hierauf aufbauend argumentieren Frankel und Froot (1990), daß die massive Aufwertung des US-Dollars ggü. den anderen Währungen und das damit verbundene Misalignment des Wechselkurses im selben Zeitraum darauf zurückzuführen ist, daß Chartisten zur treibenden Kraft im Devisenhandel geworden sind und infolge der damit einhergehenden zunehmenden Profitabilität der charttechnischen Anlagestrategie bei gleichzeitiger zunehmender Unprofitabilität der Fundamentalanalyse eine Situation geschaffen haben, die der Charakterisierung einer spekulativen Blase entspricht. Die Mehrheit der Marktteure gehen somit von einer Fortsetzung des Trends aus, also in diesem Fall von der Aufwertung des US-Dollars in der Zukunft. Diese Erwartungshaltung speist sich dabei wiederum aus der von allen Marktteilnehmern (auch den grundsätzlich zur Fundamentalanalyse neigenden Händlern) beobachteten Profitabilität der trendextrapolierenden Chartstrategie.

### 5.2.1 Chartisten-Fundamentalisten-Ansatz

Zur Verdeutlichung dieser Vorüberlegungen soll im Folgenden ein sehr einfaches (heuristisches) Devisenmarktmmodell skizziert werden. Hierzu sei angenommen, daß es eine feste Anzahl an Devisenhändlern gibt, von denen ein bestimmter und fixer Anteil Fundamentalanalyse betreibt und der Rest (eine einheitliche) trendextrapolierende charttechnische Handelsstrategie anwendet. Die Händler können dabei nicht zwischen den beiden Strategien wählen – ein Chartist bleibt also immer ein Chartist und ein Fundamentalist stets ein Fundamentalist. Die Gesamtzahl der Händler ist ferner so groß, daß das Handelsvolumen eines einzelnen Devisenhändlers im Vergleich zum Marktvolumen vernachlässigbar gering ist. Jeder Devisenhändler besitzt aber die Option, in einer Periode nicht am Devisenhandel teilzunehmen. D.h., selbst

wenn grundsätzlich genauso viele Chartisten wie Fundamentalisten in der Grundgesamtheit der Devisenhändler vorhanden sind, bedeutet dies nicht, daß auch zu jedem Zeitpunkt die Aufteilung der tatsächlich Handel betreibenden Chartisten und Fundamentalisten immer bei jeweils 50 Prozent liegt. Grundsätzlich hängt der erwartete Nutzen aller Händler von der (diskontierten) Auszahlung der jeweils angewandten Strategie ab, wobei die Händler in Bezug auf Risikoeinstellung, Ausgangsvermögen und Präferenzeinstellungen abgesehen vom jeweiligen Handelstyp identisch sind. Das Entscheidungsproblem für einen Händler in einer solchen Situation vereinfacht sich demzufolge darauf, ob er der Anwendung seiner jeweiligen Handelsstrategie (charttechnisch oder fundamentalwertorientiert) einen positiven Erwartungsnutzen in einer Periode zuordnet oder nicht.<sup>141</sup> Offenkundig hängt die erwartete Auszahlung der jeweiligen Handelsstrategie dann u.a. von der Erwartung über die Verteilung der sich im Markt befindenden Chartisten und Fundamentalisten ab. So stellt z.B. die Verfolgung der Chartstrategie aus Sicht eines Chartisten unabhängig von der Wechselkursentwicklung oder der Realisation des Fundamentalwertes in diesem Spiel genau dann eine dominante Strategie dar, wenn der Anteil der Chartisten von den tatsächlich im Markt aktiven Devisenhändlern über 0,5 liegt. In dieser Situation impliziert die Chartstrategie, daß die zuvor beobachtete Wechselkursentwicklung – unabhängig davon, ob diese in der Vorperiode einen Preisanstieg oder eine Preissenkung beschrieb – in dieser Periode verstärkt wird. D.h., daß z.B. bei einem zuvor gestiegenen Wechselkurs (in Preisnotierung aus Inlandssicht) die heimische Währung in dieser Periode verkauft wird. Wenn diese Strategie von der Mehrzahl aller Devisenmarktteilnehmer umgesetzt wird, dann wird auch der Nettoauftragsfluß positiv sein, so daß die Chartstrategie einen positiven Erwartungswert aufweist.<sup>142</sup> Aufgrund ihrer besonderen Bedeutung stellt sich somit die Frage, wie die Beliefstruktur der Händler hinsichtlich der Marktanteile der beiden Typen beschaffen sein muß, um die oben postulierte selbst verstärkende Struktur der Chartstrategie zu implementieren. Tatsächlich verlangt dies modelltheoretisch eine Abkehr von der vollständigen Rationalitätsannahme bei der Erwartungsbildung zumindest für die Chartisten und zwar dahingehend, daß die erwartete Verteilung der Händlertypen in irgendeiner Weise von der Beobachtung vergangener Ausprägungen dieser Verteilung abhängt, also wie die Chartstrategie selbst einer autoregressiven Struktur folgt. Die in diesem Zusammenhang einfachste theoretische Umsetzung einer derartigen Beliefstruktur stellt die Annahme einer vollständig adaptiven Erwartungsbildung dar. In dieser Situation entspricht die erwartete Verteilung der beiden Typen am Devisenmarkt der jeweils beobachteten Verteilung in der Vorperiode. Obwohl ein so definierter Erwartungsbildungsprozeß eine sich selbst verstärkende, charttechnisch bedingte spekulative Blase entstehen lassen kann, stellt diese Annahme schon allein vor dem Hintergrund ihrer implizierten Naivität eine aus theoretischer

<sup>141</sup> In diesem vereinfachten Spiel besitzt ein Händler demnach zwei Aktionen, nämlich Handeln oder nicht-Handeln, wobei Ersteres typabhängig erfolgt und Zweiteres einen Erwartungsnutzen von Null aufweist.

<sup>142</sup> Sollte die ausländische Währung auch fundamental unterbewertet sein, dann würden die Fundamentalisten den Wechselkurs in dieselbe Richtung beeinflussen, ansonsten entgegen den Trend agieren, aber aufgrund der getätigten Annahmen mit einem geringeren Gesamtvolume.

Sicht wenig überzeugende Modellierung der Erwartungsbildung dar.<sup>143</sup> Die hieraus resultierende Übergangs dynamik von einer ausgeglichenen zu einer charttechnisch dominierten Marktsituation beschreibt überdies eine nicht stetige Funktion. So werden im vorliegenden Modell, ausgehend von einer Periode in der die Marktanteile der Chartisten mit über 50 Prozent zu beobachten waren, bereits in der nächsten Periode nur Chartisten im Markt verbleiben, wenn der unterliegende Wechselkurstrend entgegen der Fundamentalbewertung gerichtet ist und die Fundamentalisten rationale Erwartungen bilden.<sup>144</sup> Die Beobachtungen von Frankel und Froot (1990) weisen jedoch eher auf eine graduelle Verschiebung der Anteile der verschiedenen Handelsstrategien in der Praxis des Devisenhandels hin, so daß dies nicht mit den Implikationen einer adaptiven Erwartungsbildung vereinbar ist.

Eine theoretisch elegantere und gleichzeitig der in der Praxis zu beobachtenden dynamischen Verteilung der beiden Anlagestrategien eher entsprechende Modellierung der Erwartungsbildung kann dagegen durch eine beschränkt rationale Lerndynamik beschrieben werden, wie sie im Rahmen von evolutionären spieltheoretischen Ansätzen bspw. von Young (1993) und Ellison (1993) entwickelt wurde. Bei Young (1993) orientiert sich die Erwartungsbildung der Spieler dabei am (Auszahlungs-)Erfolg der jeweils gespielten Strategien über einen endlichen Zeitraum in der Vergangenheit, wobei tendenziell eine Strategie, die in der Vergangenheit erfolgreich war, weitergespielt wird und eine Strategie bei Nichterfolg überdacht und ggf. geändert wird.<sup>145</sup> Eine so modellierte Erwartungsbildung entspricht in vielerlei Hinsicht den in psychologischen Studien und Experimenten wie z.B. bei Haruvy und Stahl (2004) beobachteten Entscheidungsheuristiken von Spielern, die einer starken zeitlichen Restriktion bei der Wahl ihrer Aktionsparameter ausgesetzt sind, was

<sup>143</sup> Dies gilt zumindest im Hinblick auf die Vorstellung in ökonomischen Standardmodellen. In der Realität kann eine derartige Erwartungsbildung durchaus beobachtet werden.

<sup>144</sup> Wenn bspw. die heimische Währung fundamental unterbewertet ist  $e_f < e_t$  und eine weitere Abwertung der heimischen Währung in der betreffenden Periode erfolgt  $e_{t-1} < e_t$ , dann wird die heimische Währung infolge der charttechnisch bedingten Nettoauftragsflußveränderung weiter abwerten, wodurch die Chartstrategie eine positive Auszahlung generiert. Daraufhin werden alle Chartisten in der Periode  $t+1$  ihre Chartstrategie unter der angenommenen adaptiven Erwartungsbildung für profitabel halten und im Markt die ausländische Währung weiter aufzukaufen. Die Fundamentalisten dagegen erwarten bei rationaler Erwartungsbildung genau dieses Verhalten der Chartisten und dementsprechend eine negative Auszahlung für die Fundamentalstrategie, so daß sie sich auf die Outside-Option des Nicht-Handelns zurückziehen. Dadurch wird der Chartisten-Anteil in  $t+1$  sofort auf hundert Prozent ansteigen und dort bei gegebener Erwartungsbildung auch verbleiben, wodurch die Bedingungen einer spekulativen Blase erfüllt sind.

<sup>145</sup> Young (1993) analysiert dabei ein wiederholtes Nash-Demand-Game, wobei die einzelnen Spieler eines jeden Typs in jeder Periode aus einer Grundgesamtheit zufällig ausgewählt und gematched werden. Ein Nash-Demand-Game beschreibt ein sequentielles Spiel zwischen einem Anbieter (von Young (1993) illustrativ als Landbesitzer tituliert) und einem Empfänger (dem Pächter), wobei der Anbieter dem Empfänger einen bestimmten Anteil an einem Dollar (der Ernte) anbietet, den dieser akzeptieren oder aber ablehnen kann, wobei in letzterem Fall die Auszahlung für beide Spieler gleich Null ist und im ersten Fall der Empfänger den angebotenen Anteil als Auszahlung und der Empfänger die Differenz zwischen eins und der dem Empfänger angebotenen Summe (die Pacht) erhält. Somit unterscheidet sich dieses Spiel von der hier betrachteten Spielstruktur lediglich in der sequentiellen Abfolge und in der Tatsache, daß nicht mehrere Spieler eines Typs in jeder Periode gleichzeitig agieren.

nicht zuletzt auch ein Charakteristikum des Devisenhandels darstellt.<sup>146</sup> Daher stellt diese Form der beschränkt rationalen Erwartungsbildung sogar eine wesentlich realistischere Modellierung der Beliefstrukturen der Marktakteure dar und zwar sowohl im Vergleich mit der adaptiven Erwartungsbildung als auch mit der in Bayesianischen Spielen unterstellten rationalen Erwartungsbildung, deren kognitive und mathematische Anforderungen eine Anwendung insbesondere in der Praxis des Devisenhandels faktisch unmöglich machen.

Eine ähnliche, wenn auch konzeptionell geringfügig abweichende Form dieser beschränkt rationalen Erwartungsbildung stellt die von Ellison (1993) analysierte Variante dar.<sup>147</sup> Eine Übertragung der in Young (1993) und Ellison (1993) beschriebenen Konzepte wird jedoch durch die komplexere Spielstruktur des hier betrachteten Devisenmarktspiels erschwert. Der Hauptunterschied besteht dabei in der nicht konstanten Auszahlungsmatrix, da die Auszahlungen der Strategie im Devisenmarktspiel auch in der Periode selber vom Verhalten aller anderen simultan spielenden Marktteilnehmer abhängt. Zudem agieren hier in jeder Runde gleichzeitig alle Spieler, während z.B. bei Ellison (1993) immer nur ein Teil der Spieler in jeder Runde, abhängig davon, ob sie aus der Grundgesamtheit ausgelost werden, aktiv werden.<sup>148</sup> Die Essenz der evolutionären Lerndynamiken besteht jedoch darin, daß die Erwartungsbildung, auf deren Grundlage die Entscheidung über die Wahl der Aktionsparameter in einer Periode getroffen wird, ausschließlich eine Funktion von der Profitabilität der jeweiligen Handelsstrategie in den vorangegangenen Perioden darstellt, was gleichzeitig eine Betrachtung des Anteils der Fundamentalisten und Chartisten am Gesamthandel erübrigt.<sup>149</sup> Mit anderen Worten wird ein Chartist seine Strategie genau dann umsetzen, wenn sie im Durchschnitt über eine (endliche) Zeitspanne in der Vergangenheit eine positive Auszahlung generiert hat.<sup>150</sup> In Bezug auf die Verschiebung der Anteile von Chartisten und Fundamentalisten führt eine solche Erwartungsbildung zu einer ähnlichen Dynamik, wie bei der rein adaptiven Erwartung über die vorangegangenen Ausprägungen dieser Anteile. Wird hier zusätzlich noch die Heterogenität bei der Ausgestaltung der Lerndynamik bspw. in Bezug auf die Länge des beobachteten Zeitraums oder einer Gewichtung der vergangenen Beobachtungen über einen individuellen Diskontfaktor unterstellt, dann ließe sich sogar ein Szenario generieren, in dem die Anpassung an eine charttechnisch dominierte Marktsituation graduell erfolgt.

<sup>146</sup> Vgl. dazu die Ausführungen im dritten Kapitel.

<sup>147</sup> Der Hauptunterschied besteht darin, daß Ellison (1993) allgemeine wiederholte  $n \times n$ -Spiele betrachtet und ein anderes Matchingsystem in Bezug darauf, welche Spieler aus der Grundgesamtheit in jeder Periode miteinander interagieren.

<sup>148</sup> Streng genommen handelt es sich bei Young (1993) und Ellison (1993) gar nicht um Beliefstrukturen im klassischen Sinne, da dort gar keine Bayesianischen Spiele betrachtet werden.

<sup>149</sup> Da die Verfügbarkeit dieser Information im Modellrahmen nicht selbstverständlich ist, wird dadurch auch ein weiteres informationstheoretisches Problem gelöst.

<sup>150</sup> Grundsätzlich können zumindest in diesem Modellrahmen die Fundamentalisten ebenfalls dieser beschränkt rationalen Erwartungsbildung folgen. Dies ist aber nicht zwingend erforderlich, um den anvisierten dynamischen Prozeß abzuleiten.

Ein solcher heuristischer Modellansatz erlaubt allerdings weder eine nummerische und erst recht keine analytische Abbildung eines solchen Prozesses. Hierzu bedarf es komplexerer Modellansätze unter Berücksichtigung klar definierter Nutzenfunktionen und Verhaltensannahmen, um wie bei Young (1993) und Ellison (1993) Gleichgewichtspfade ableiten zu können, die über einen stochastischen Prozeß dargestellt werden. Für einen allgemeinen Assetmarkt gelingt dies u.a. Brock und Hommes (1998) und Sethi (1996).<sup>151</sup> Speziell für den Devisenmarkt wird eine Chartisten-Fundamentalisten-Modellierung z.B. in De Grauwe und Grimaldi (2005), De Grauwe und Grimaldi (2006) und Beine et al. (2009) theoretisch abgeleitet.

In Bezug auf die Bedeutung des Koordinationskanals kann somit festgehalten werden, daß eine Aufteilung der Devisenhändler in die beiden Typen Chartisten und Fundamentalisten nicht nur empirisch notwendig, sondern auch theoretisch umsetzbar ist. Folglich kann somit auch eine Situation, in der eine chartechnisch bedingte Marktdynamik zu einem längerfristigen Misalignment des Wechselkurses in Form einer spekulativen Blase führt, im Rahmen eines solchen Ansatzes dargestellt werden. Um den negativen Gesamtwohlfahrtseffekten der spekulativen Blase bzw. diesem Misalignment entgegenzutreten, bedarf es daher eines regulierenden Markteingriffs von Seiten der wirtschaftspolitischen Entscheider. Unter den beschriebenen Marktgegebenheiten kann ein solcher Markteingriff in Form einer Devisenmarktintervention tatsächlich eine spekulative Blase zum Platzen bringen und damit eine effiziente Maßnahme darstellen, um ein Wechselkursmisalignment zu korrigieren. Hierbei stellt sich jedoch zunächst die Frage, welche Bedingungen für das Platzen einer spekulativen Blase notwendig sind. Hierzu soll zur Vereinfachung noch einmal auf das zuvor skizzierte heuristische Devisenmarktmodell abgestellt werden. Um überhaupt einen Wechselkurseffekt zu generieren, bedarf es in diesem Modell neben den Chartisten und Fundamentalisten mindestens noch eines weiteren Akteurs, der bereit ist, die Gegenposition zu dem aus den kumulierten Aufträgen aller aktiven Händler beider Typen resultierenden Nettoauftragsfluß einzunehmen. Diese Rolle kann sowohl von sog. Liquiditätshändlern, die ohne Spekulationsmotiv am Devisenmarkt handeln, oder aber von einem Marketmaker nach dem Vorbild von Kyle (1985) ausgefüllt werden. In diesem Fall wird eine spekulative Blase genau dann platzen, wenn dieser Akteur nicht mehr bereit ist, die Gegenposition im Handel mit den Chartisten einzunehmen. Dies wäre z.B. der Fall, wenn der Marketmaker über keine Reserven der nachgefragten Währung verfügt. Theoretisch entspricht dies der u.a. von Tirole (1985) dargestellten Situation, daß die Blase nicht mehr mit ausreichend frischem Kapital gestützt wird. Eine solche Situation beschreibt gewissermaßen das natürliche Ende einer spekulativen Blase und damit im übertragenen Sinne auch den Punkt des maximalen Misalignments.

Dann stellt sich allerdings die Frage, ob eine wirtschaftspolitische Maßnahme in Form einer Devisenmarktintervention das Zusammenbrechen einer Spekulationsblase auch vor dieser Situation auslösen kann. Innerhalb des oben beschriebe-

<sup>151</sup> In Brock und Hommes (1998) wird dabei ein neues Gleichgewichtskonzept genutzt, das auf eine frühere Arbeit Brock und Hommes (1997) zurückgeht, dem sog. *adaptiv rationalem Gleichgewicht* oder ARE.

nen (heuristischen) Modellrahmens ist dies genau dann der Fall, wenn eine Devisenmarktintervention die Vorherrschaft der Chartisten am Devisenmarkt aufheben kann. Hierzu muß in diesem Modell der Anteil der Chartisten im Markt auf unter 50 Prozent sinken. Ausgehend von einer Situation, in der die Chartisten einen Anteil von 100 Prozent ausmachen, vermag eine Devisenmarktintervention in dieser Periode dies tatsächlich zu erreichen, wenn durch diese Intervention alle Fundamentalisten gleichzeitig wieder in den Markt einsteigen. In diesem Fall wird aufgrund der getätigten Annahmen der Nettoauftragsfluß der Fundamentalisten den Nettoauftragsfluß der Chartisten genau ausgleichen, so daß keine weitere Abwertung oder Aufwertung der heimischen Währung in dieser Periode erfolgt. Dies hat aber in der nächsten Periode zur Folge, daß die Chartisten (in diesem Extremfall) ihre Chartstrategie nicht anwenden werden.<sup>152</sup> Gleichzeitig werden die Fundamentalisten an ihrer Strategie festhalten, so daß in der nächsten Periode ein Auftragsfluß zustande kommt, der den Wechselkurs in Richtung der Fundamentalbewertung beeinflußt. In der nächsten Perioden wird dieser Effekt dann evtl. sogar von den Chartisten verstärkt, da die Chartstrategie impliziert, in Richtung der vergangenen Wechselkursbewegung zu spekulieren. In dem Moment, in dem ein Chartist erkennt, daß eine Chartstrategie in Richtung des Fundamentalwertes zu positiven Auszahlungen führt, wird er diese Strategie auch umsetzen und damit die bereits durch die Einwirkung der Fundamentalisten erreichte Trendumkehrung zusätzlich stützen.<sup>153</sup> D.h., wenn in diesem Modellrahmen eine Devisenmarktintervention ein eindeutiges Signal für die Fundamentalisten darstellt, in den Markt zurückzukehren und die jeweils unterbewertete Währung ankaufen, dann stellt die Intervention in der Tat eine effektive wirtschaftspolitische Maßnahme dar, um eine Fehlbewertung des Wechselkurses am Devisenmarkt langfristig zu korrigieren. Voraussetzung dafür ist aber, daß dieses Signal alle Fundamentalisten gleichzeitig zum Markteintritt bewegt, so daß man dieses Signal auch als Koordinationssignal auffassen kann. Diese koordinierende Wirkung einer Intervention in Bezug auf das Verhalten der fundamentalwertorientierten Spekulanten am Devisenmarkt stellt somit die entscheidende Komponente für die Implementierung des Koordinationskanals von Devisenmarktinterventionen dar.

Die Voraussetzungen hierfür sind dabei u.a., daß die Handelsstrategie der Fundamentalisten wieder profitabel wird, was im heuristischen Modell durch die Annahme der Gleichverteilung zwischen Fundamentalisten und Chartisten erreicht wird. Grundsätzlich muß dafür gewährleistet sein, daß alle Fundamentalisten nicht nur das Signal selbst beobachten können, sondern auch davon ausgehen, daß alle anderen Fundamentalisten dieses Signal wahrnehmen und identisch interpretieren. In der Praxis setzt dies aber zwingend eine glaubwürdige öffentlich angekündigte und

<sup>152</sup> Da die Chartstrategie immer in die Richtung der Preisveränderung der letzten Periode gerichtet ist und diese gleich Null war, wird auch der resultierende Nettoauftragsfluß der Chartisten gemäß ihrer Strategie in der ersten Periode nach der Intervention gleich Null sein.

<sup>153</sup> Ein Chartist der die Erwartung bezüglich der zukünftigen Profitabilität seiner Strategie – abweichend von den Annahmen des heuristischen Modells – an den letzten drei Beobachtungen festmacht, wird (spätestens) in der dritten Periode nach der Intervention einer Chartstrategie in Richtung des Fundamentalwechselkurses einen positiven Erwartungswert zuordnen.

transparent durchgeführte Intervention voraus. Insofern unterscheidet sich der Koordinationskanal elementar von den zuvor betrachteten Wirkungskanälen von Devisenmarktinterventionen, in denen zumindest potentiell auch geheime Interventionen theoretisch wirksam sein konnten. Gleichzeitig gibt die Wirkungsweise des Koordinationskanals aber auch explizit die Motivation hinter einer Devisenmarktintervention, nämlich die Misalignmentbekämpfung, vor. Anders ausgedrückt kann die Wechselkursbeeinflussung über den Koordinationskanal nur dann funktionieren, wenn eine Fehlbewertung des Wechselkurses vorliegt und gleichzeitig die Intervention in Richtung der Fundamentalbewertung vorgenommen wird. D.h., selbst wenn über den Koordinationskanal eine effektive Beeinflussung des Wechselkurses durch eine Devisenmarktintervention grundsätzlich möglich ist, kann eine Zentralbank über diesen Kanal keine Wechselkursbeeinflussung zur Erreichung eines konjunkturellen oder geldpolitischen Ziels vornehmen, wenn das Wechselkursziel der Zentralbank einer Fundamentalwertanpassung entgegen steht. Somit wird im Koordinationskanal die in der Literatur der 1980er und 1990er Jahre zum Thema Devisenmarktinterventionen zwar vorausgesetzte, aber nie modellierte Prämisse der Devisenmarktintervention als unabhängiges wirtschaftspolitisches Instrument zur Bekämpfung von Fehlentwicklungen am Devisenmarkt über den Wirkungskanal direkt impliziert.<sup>154</sup>

Im Kontext der Misalignmentbekämpfung stellt dabei der Koordinationskanal einen wesentlich vielversprechenderen Ansatz im Hinblick auf die tatsächliche Effektivität einer Intervention zur permanenten Wechselkursstabilisierung dar als dies über den Portfolio-Balance- oder den Signalling-Kanal der Fall ist. Denn während bspw. die Wirksamkeit des Portfolio-Balance-Kanals unmittelbar vom Interventionsvolumen abhängt, das in Relation zum Gesamtumsatzvolumen am Devisenmarkt verschwindend gering ausfällt bzw. die Auswirkung eines Signalling-Effektes zeitlich stark begrenzt ist, erfolgt die dauerhafte Anpassung des Wechselkurses über den Koordinationskanal im Wesentlichen automatisch über die Mechanismen des Devisenhandels. Daher genügt theoretisch eine Intervention, die die Fundamentalisten zurück in den Markt führt, um eine dauerhafte und zielgerichtete Beeinflussung des Wechselkurses zu erreichen. Deshalb wäre eine Bestätigung der Wirksamkeit des Koordinationskanals ein eindeutiger Beweis für die grundsätzliche Effektivität von Devisenmarktinterventionen in Systemen flexibler Wechselkurse (zumindest im Hinblick auf die Zielsetzung der Misalignmentbekämpfung) und damit eine wissenschaftliche Rechtfertigung für den weit verbreiteten Einsatz dieses Instruments in den vergangenen 40 Jahren.

Damit stellt sich die Frage, unter welchen Bedingungen eine Intervention die koordinierende Wirkung auf die Fundamentalisten ausübt und ob die im heuristischen Modell abgeleitete Anpassungsdynamik des Wechselkurses auch durch eine ökonometrische Untersuchung gestützt wird. Hierzu soll im Folgenden der Chartisten-Fundamentalisten-Ansatz in einen konkreten marktmikrostrukturellen

<sup>154</sup> Insbesondere die Diskussion des Signalling-Kanal hat aufgezeigt, daß das Motiv von Zentralbanken auch von der Misalignmentbekämpfung abweichen kann und zumindest theoretisch eine Beeinflussung in Richtung des Wechselkurzieles entgegen der Fundamentalbewertung durch Devisenmarktinterventionen stattfinden kann.

Modellrahmen eingebettet werden, um empirisch die Wirkungen von Devisenmarktinterventionen auf die Wechselkursentwicklung zu analysieren.

### 5.2.2 *Chartisten und Fundamentalisten im Mikrostrukturansatz*

Die Umsetzung des Chartisten-Fundamentalisten-Ansatzes in ein theoretisches Modell zur Wechselkurserklärung wird in der Literatur auf unterschiedliche Weise vorgenommen. Am häufigsten wird dabei in Anlehnung an Brock und Hommes (1997) ein Portfoliomodell mit heterogenen Beliefstrukturen unterstellt, wobei die Beliefstrukturen über eine Erwartungsbildungs- bzw. Prognosefunktion für den zukünftigen Wechselkurs auf der Basis einer trendextrapolierenden und einer fundamentalwertorientierten Regel abgebildet werden.

Derartige Ansätze wie z.B. in De Grauwe und Grimaldi (2005) und in De Grauwe und Grimaldi (2006) konzentrieren sich dabei aber auf die Ableitung der optimalen Nachfrage der einzelnen Typen, während die Modellierung der Angebotsseite am Devisenmarkt entweder als vollständig exogen angenommen oder aber in Abhängigkeit von makroökonomischen Variablen wie der Zahlungsbilanz modelliert wird. Daher lassen sich diese Ansätze nicht auf eines der im dritten Kapitel vorgestellten mikrostrukturellen Devisenmarktmodelle zurückführen, sondern stehen eher in der Tradition klassischer makroökonomischer Ansätze.<sup>155</sup>

Eine Einbettung des Chartisten-Fundamentalisten-Ansatzes in ein mikrostrukturelles Modell des Devisenmarktes stellt dagegen die Arbeit von Westerhoff und Reitz (2003) dar. Diese entwickeln einen Modellrahmen, der auf dem Kyle-Modell basiert und damit eine echte mikrostrukturelle Erklärung des Devisenhandels mit einer Chartisten-Fundamentalisten-Modellierung darstellt. Hierzu muß das Kyle-Modell lediglich dahingehend angepaßt werden, daß – im Gegensatz zum Ursprungsmodell – das (Nachfrage-)Verhalten der Noise-Trader explizit mit Hilfe einer charttechnisch motivierten Verhaltensregel anstelle der rein zufallsabhängigen Modellierung abgebildet wird und gleichzeitig die informierten Händler mit den Fundamentalisten gleichgesetzt werden. Die Wechselkursentwicklung hängt dann, wie auch bei Kyle (1985), von der Entwicklung des kumulierten Auftragsflusses beider Typen ab, der sich aus den entsprechenden Mengenquotierungen der beiden Händlertypen ergibt. Der kumulierte Auftragsfluß wird dann von einem Marketmaker beobachtet, der auf dieser Grundlage eine Preisquotierung abgibt, zu der er bereit ist, die Überschünnachfrage bzw. das Überschüßangebot an ausländischer Währung auszugleichen. Dabei agiert dieser Marketmaker risikoneutral und erzielt keine Gewinne. Insofern kann die Preisdynamik am Devisenmarkt als ein Spiel zwischen den Chartisten (Noise-Tradern), den Fundamentalisten (informierte Händler) und dem Marketmaker charakterisiert werden. Grundsätzlich stellt diese Modellie-

<sup>155</sup> Formal wird hier, wie im Rahmen der makroökonomischen allgemeinen Gleichgewichtsmodelle, ein Marktausgleich über das Konzept eines Walrasianischen-Auktionators unterstellt. Zu den Hintergründen dieses Gleichgewichtskonzepts und dem Zusammenhang mit makroökonomischen Modellansätzen sei hierzu u.a. auf Mas-Colell et al. (1995) verwiesen.

rung eine naheliegende Erweiterung des Kyle-Modells dar, bei dem lediglich die Noise-Trader als strategische, aber beschränkt rational handelnde Akteure hinzugefügt werden. Auch die Gleichsetzung der informierten Händler mit den Fundamentalisten ist im Sinne des Kyle-Modells eine konsequente Modellierung, da auch der informierte Händler seine optimale Mengenquotierung in Abhängigkeit von der Beobachtung des Fundamentalwertes des unsicheren Assets, also in diesem Fall dem Fundamentalwechselkurs, wählt, genauso wie es die optimale Handelsstrategie der Fundamentalisten im heuristischen Modell impliziert. Die dort fehlende markträumende Instanz, die die Gegenposition insbesondere in einem charttechnisch dominierten Marktumfeld einnehmen kann, wird hier durch den strategisch handelnden Marketmaker verkörpert. Eine für die Interaktionsdynamik im Kyle-Modell zwingend erforderliche Voraussetzung besteht schließlich im informationstheoretischen Vorteil der Fundamentalisten ggü. den anderen Marktteilnehmern (Chartisten und Marketmaker) bezüglich der tatsächlichen Realisation des Fundamentalwertes. Um diese im vorliegenden Modell zu gewährleisten muß angenommen werden, daß die Fundamentalisten den fundamentalen Wechselkurs besser abschätzen können als der Marketmaker bzw. alle anderen Marktteakteure.<sup>156</sup>

Dies ist vor dem Hintergrund der Praxis des Devisenhandels keine abwegige Vorstellung, da Devisenhändler typischerweise im Auftrag von größeren Geschäftsbanken handeln, die wiederum häufig über eine eigene volkswirtschaftliche Abteilung verfügen. Daher stehen diesen Händlern, wenn sie die Fundamentalanalyse in ihrer Handelsstrategie berücksichtigen wollen, wesentlich bessere Ressourcen hierfür zur Verfügung als bspw. nicht-institutionellen Anlegern oder Devisenhändlern von kleineren Banken. Demzufolge steht einer theoretischen Implementierung des Chartisten-Fundamentalisten-Ansatzes im Rahmen des Kyle-Modells nichts entgegen. Obwohl hierdurch, wie in allen anderen Ansätzen auf Grundlage des Kyle-Modells, eine implizite Reduzierung des Devisenhandels auf den broker-gestützten Interdealer-Markt erfolgt, stellt diese Modellierung sogar die vielversprechendste Möglichkeit zur Abbildung einer durch die Interaktion von Chartisten und Fundamentalisten bedingten Wechselkursdynamik in einem Mikrostrukturan-satz dar.<sup>157</sup>

---

<sup>156</sup> Auch wenn im Kyle-Modell der informierte Händler die exakte Realisation des Fundamentalwerts des Assets beobachten kann, ist dies nicht zwingend erforderlich, um die dortige Preisdynamik abzuleiten. Es genügt bereits, daß die Varianz des Fundamentalwertes für die informierten Händler geringer ist als die Varianz des öffentlich verfügbaren Signals bezüglich der Fundamen-talwertentwicklung  $Var(\tilde{F})$ , also die Prognosequalität auf Grundlage eines vom Fundamentalisten be-obachteten Signals im Mittel besser ist, als die der anderen Marktteilnehmer.

<sup>157</sup> Weder der Rational-Expectations-Ansatz, noch das Glosten-Milgrom-Modell erschei-nen konzeptionell geeignet, die hierfür relevante beschränkt rationale Erwartungsbildung zu berücksichtigen. Das Interdealer-Modell wiederum ist konzeptionell an den direkten Interdealer-Handel angelehnt, in dem eine Modellierung der Interventionstätigkeit der Zentralbank – wie die Diskussion in Kapitel 5.1.2 gezeigt hat – nur schwer umsetzbar ist.

### 5.2.3 Theoretische Implementierung des Koordinationskanals

Auf Grundlage der vorangegangenen Überlegungen gelang es schließlich Reitz und Taylor (2006), die Wirkung eines Koordinationskanals von Devisenmarktinterventionen in einem mikrostrukturellen Marktfeld theoretisch zu implementieren. Hierzu wird von Reitz und Taylor (2006) die in Westerhoff und Reitz (2003) abgeleitete Chartisten-Fundamentalisten-Einbettung in das Kyle-Modell um den Aspekt der Devisenmarktintervention erweitert und in einem zweiten Schritt ein daran anknüpfendes ökonometrisches Modell aufgestellt, das – unter Berücksichtigung der postulierten Chartisten-Fundamentalisten-Dynamik – eine empirische Überprüfung der Wirkung dieser Intervention im Sinne des Koordinationskanals zuläßt. Ausgangspunkt bildet dabei, wie auch schon in Westerhoff und Reitz (2003), nicht das Nutzenmaximierungsproblem der einzelnen Marktakteure, sondern die resultierende gleichgewichtige Preisdynamik im wiederholten Spiel. Da die in Westerhoff und Reitz (2003) betrachtete Variante des Kyle-Modells prinzipiell den gleichen Spielablauf charakterisiert wie im Ursprungsmodell – allerdings mit einer elaborierteren Informationsstruktur und Verhaltensannahmen der uninformativen Händler – weist die optimale Preisquotierungsstrategie des Marketmakers eine identische Struktur mit der des Ursprungsmodells auf.<sup>158</sup> Im ursprünglichen Kyle-Modell war diese Preisquotierungsstrategie, die gleichzeitig die Preisdynamik für das unsichere Asset vorgab, wie folgt charakterisiert:

$$\tilde{p}_t = \tilde{p}_{t-1} + \lambda_t \cdot (\tilde{x}_t + \tilde{v}_t) \quad (5.55)$$

Dabei waren  $\lambda \in \mathfrak{R} > 0$ ,  $\tilde{x}_t$  und  $\tilde{v}_t$  der kumulierte Auftragsfluß der/des informierten Händler(s) und der uninformativen Händler. Im um den Chartisten-Fundamentalisten-Ansatz erweiterten und für den Devisenmarkt modifizierten Modellrahmen wird diese optimale Preisquotierungsstrategie dann zu:

$$e_t = e_{t-1} + a^M \cdot (D_t^F + D_t^C) + \varepsilon_t \quad (5.56)$$

Wie auch in (5.55) beschreibt die Wechselkursdynamik gemäß Gleichung (5.56) eine Differenzengleichung, die von den aktuellen Mengenquotierungen der beiden Händlertypen,  $D_t^F$  für die Fundamentalisten und  $D_t^C$  für die Chartisten, beeinflußt wird. Der Parameter  $a^M \in \mathfrak{R} > 0$  entspricht dabei dem Parameter  $\lambda$  in (5.55), stellt also die Preisreagibilität in Abhängigkeit des vom Marketmaker beobachteten kumulierten Nettoauftragsflusses dar. Der Parameter  $\varepsilon_t$  erfaßt wiederum alle durch die Modifizierung des Modells in Bezug auf die informations- und verhaltenstheoretischen Rahmenbedingungen bedingten Veränderungen dieser optimalen Preisquotierungsstrategie im Vergleich zum Ursprungsmodell.<sup>159</sup> Obwohl  $\varepsilon_t$  eine Zufallsvariable darstellt und somit an einen typischen Störterm erinnert, sind we-

<sup>158</sup> Ein algebraischer Beweis dieser These, wie z.B. in Vitale (1999), wird allerdings weder von Westerhoff und Reitz (2003) noch von Reitz und Taylor (2006) erbracht.

<sup>159</sup> Bei (Reitz und Taylor (2006), S.7) wird die Interpretation von  $\varepsilon_t$  etwas sperrig mit 'der für die Preissetzung des Marketmakers relevanten öffentlich verfügbaren Information' gleichgesetzt. Insofern fehlt an dieser Stelle der Bezug zum ursprünglichen Kyle-Modell.

der die Verteilung noch deren Momente in diesem Modellansatz determiniert.<sup>160</sup> Stattdessen ist die Verteilung von  $\varepsilon_t$  direkt abhängig von den Verhaltensannahmen über die beiden Händlertypen, der informationstheoretischen Ausgestaltung im Hinblick auf den Informationsvorteil der Fundamentalisten/informierten Händler ggü. dem Marketmaker sowie den Verteilungsannahmen bezüglich der Entwicklung des Fundamentalwertes  $\tilde{F}$ . Akzeptiert man an dieser Stelle zunächst die durch Gleichung (5.56) gegebene optimale Preissetzungsstrategie des Marketmakers, dann fehlt zur Ableitung des Gleichgewichts in diesem Modellansatz noch die Bestimmung der optimalen Mengenquotierungen der beiden Händlertypen  $D_t^F$  und  $D_t^C$ . Im unmodifizierten Kyle-Modell konnte für die informierten Händler dabei eine von der Ausprägung des Fundamentalwertes  $\tilde{F} = f$  linear abhängende Mengenquotierungsstrategie abgeleitet werden, während die Mengenquotierung der uninformativen Händler durch eine normalverteilte Zufallsvariable charakterisiert war. Letzteres wird im modifizierten Modell durch eine charttechnische Verhaltensstrategie ersetzt, so daß die tatsächliche Nachfrage der uninformativen Händler bzw. der Chartisten wie folgt aussieht:

$$D_t^C = a^C \cdot (e_{t-1} - e_{t-2}) + b^C \cdot (i_t^* - i_t) \quad (5.57)$$

Der erste Term auf der rechten Seite von Gleichung (5.57) spiegelt das trendextrapolierende Anlageverhalten der Chartisten wider, wobei in dieser Spezifikation die denkbar einfachste Chartregel unterstellt wird, nämlich daß die ausländische Währung in dieser Periode nachgefragt wird, wenn der Wechselkurs (in Preisnotierung aus Inlandssicht) in der vorangegangenen Periode gestiegen ist. Der konstante Parameter  $a^C > 0$  gibt an, in welchem Maße die Chartisten auf Grundlage ihrer Chartstrategie am Devisenmarkt aktiv werden. Grundsätzlich gilt dabei, daß je höher  $a^C$  und je stärker die vorangegangene Kursbewegung ausfällt, desto größer ist c.p. die Marktnachfrage der Chartisten nach der in- bzw. der ausländischen Währung. Über den zweiten Term werden hingegen Anlagestrategien von Devisenhändlern auf Basis der Zinsarbitrage berücksichtigt.<sup>161</sup> Da eine Devisenmarkttransaktion typischerweise den Tausch von ausländischen gegen inländische zinstragende Wertpapiere umfaßt, ist der Gesamtgewinn eines solchen Handels auch von den jeweiligen Zinssätzen der betroffenen Assets abhängig. Diese Zinssätze sind damit potentiell entscheidungsrelevant für einen Devisenhändler, egal welche grundsätzliche Handelsstrategie er verfolgt. Bei gleichbleibender Wechselkursentwicklung kann ein Zinsspread zwischen in- und ausländischen Assets über Arbitragegeschäfte ausgenutzt werden, um ökonomische Gewinne zu erzielen. Dieses Arbitragekonzept kommt u.a. auch bei der Herleitung der (ungedeckten) Zinsparität zur Anwendung. Unterstellt man die Gültigkeit der Zinsparität, dann folgt hieraus automatisch, daß  $b^C > 0$  gelten muß.<sup>162</sup> Jedoch setzt die Gültigkeit der ungedeckten Zinsparität ne-

<sup>160</sup> Hierauf wird im Folgenden noch eingegangen.

<sup>161</sup> Als Beispiele seien in diesem Zusammenhang eine Carry-Trade-Strategie oder aber eine an der Zinsparitätstheorie orientierte Anlagestrategie genannt.

<sup>162</sup> Gemäß der ungedeckten Zinsparität würde ein positiver Zinsspread zugunsten des ausländischen Assets  $i^* > i$  ein Arbitragegeschäft implizieren, bei dem das ausländische Asset

ben der Risikoneutralität der Akteure auch eine rationale Erwartungsbildung voraus. Da gemäß der Konzeption des Modells eine vollständig rationale Erwartungsbildung aber gerade nicht unterstellt wird, kann aus theoretischer Sicht keine Richtung bezüglich des Vorzeichens von  $b^C$  abgeleitet werden. Bei Reitz und Taylor (2006) wird dagegen argumentiert, daß ein negatives  $b^C$  mit den Beobachtungen in der Praxis des Devisenhandels vereinbar ist, da im Rahmen von Carry-Trades häufig beobachtet werden konnte, daß von den Marktteilnehmern gerade gegen die durch die ungedeckte Zinsparität vorgegebene Wechselkursentwicklung spekuliert wurde. Obwohl dieses Ergebnis in ökonometrischen Studien, die auf Basis eines Modells, das die Gültigkeit der Zinsparitätentheorie unterstellt, bestätigt wird, ist diese Argumentation in einem rein theoretischen Kontext nicht haltbar, sondern kann lediglich als Indikator bei empirischen Untersuchungen dienen bzw. zur Untermauerung der getätigten Modellannahmen herangezogen werden.<sup>163</sup> Die durch (5.57) beschriebene Verhaltensstruktur ist dabei repräsentativ für alle Chartisten im Markt.

Wie für den Marketmaker, so muß auch die optimale Mengenquotierung der informierten Händler bzw. in diesem Modellansatz der Fundamentalisten der von Kyle (1985) abgeleiteten linearen Grundstruktur in Abhängigkeit des Fundamentalwertes folgen. Da die Überlegungen bezüglich der Berücksichtigung der Zinssätze der in- und ausländischen Assets auch für die Fundamentalisten gelten, muß eine ähnliche Komponente in deren Mengenquotierungsstrategie eingefügt werden. Um den angestrebten Wechsel zwischen charttechnisch und fundamentalistisch dominierter Marktsituation zu modellieren, bedarf es aber zusätzlich noch einer weiteren Modifikation der Mengenquotierungsstrategie der Fundamentalisten, so daß sich das Nachfrageverhalten der Fundamentalisten insgesamt wie folgt darstellt:

$$D_t^F = a^F \cdot w_t \cdot (f_t - e_{t-1}) + b^F \cdot (i_t^* - i_t) \quad (5.58)$$

Der Parameter  $a^F > 0$  entspricht dabei dem Parameter  $\beta$  im Kyle-Modell, der angibt, wie stark die Fundamentalisten auf eine Fehlbewertung des Wechselkurses reagieren. Im Unterschied zum Kyle-Modell geht jedoch in dieser Modifikation ein zusätzlicher endogener Gewichtungsfaktor  $w_t$  in die Mengenquotierungsstrategie ein. Dieser Gewichtungsparameter ist der Chartisten-Fundamentalisten-Modellierung geschuldet und dessen Entwicklung spiegelt die Bedeutung der Fundamentalanalyse im Devisenmarktgescenen wieder. Hierzu wird  $w_t$  definiert als:

$$w_t = \frac{2 \cdot \exp(c_t)}{1 + \exp(c_t)} \quad \text{mit } c_t = -(\phi_1 - \phi_2 \cdot \text{int}_t) \frac{|f_t - e_{t-1}|}{\sigma_t^S} \quad (5.59)$$

Die in Gleichung (5.59) dargestellte Modellierung des Gewichtungsfaktors stellt eine im Rahmen der Chartisten-Fundamentalisten-Ansätze bewährte Form der Mo-

---

nachgefragt und gleichzeitig das heimische Asset (leer-)verkauft wird. Dieses Arbitragegeschäft wiederum erfordert den Tausch von inländischer in ausländische Währung und damit c.p. eine positive Nachfrage  $D^C$ , so daß  $b^C > 0$  sein muß.

<sup>163</sup> Der Vorteil der Spezifikation von  $b^C \in \mathbb{R}$  liegt vor allem in der empirischen Überprüfung des Modells, da eine theoretische Parameterrestriktion potentiell zu Problemen bei der ökonometrischen Schätzung führen kann.

dellierung der Fluktuationsdynamik zwischen einem fundamentalistisch und charttechnisch geprägten Marktumfeld dar, die u.a. in Brock und Hommes (1997) bereits verwendet wurde. Der Parameter  $w_t$  kann somit als Vertrauensmaß für die Fundamentalisten bezüglich ihrer eigenen Handelsstrategie interpretiert werden. Genauer gesagt folgt aus dieser logistischen Spezifikation in Abhängigkeit der Anpassungsfunktion  $c_t$  eine nicht-lineare Dynamik dieses Vertrauensmaßes, wobei jedoch durch die zusätzliche Annahme  $\phi_1 > \phi_2 \cdot \text{int}_t$  mathematisch sichergestellt wird, daß  $w_t \in [0, 1]$  gilt.<sup>164</sup> Die Anpassungsfunktion  $c_t = f(f_t, e_{t-1}, \sigma_t^S, \text{int}_t)$  hängt dabei c.p. negativ von der beobachteten Abweichung des aktuell beobachteten Wechselkurses vom Fundamentalwert ab.<sup>165</sup> Dies impliziert vor dem Hintergrund der obigen Erkenntnisse, daß – wie im heuristischen Modell – das Vertrauen der Fundamentalisten in ihre Handelsstrategie umso niedriger ist, je größer c.p. die Fehlbewertung (und zwar sowohl Über- als auch Unterbewertung) der Währung ist. Der Parameter  $\sigma_t^S$  stellt dabei die aus Sicht der Fundamentalisten bedingte Standardabweichung der allgemeinen Wechselkursdynamik dar, wodurch in Gleichung (5.59) eine Risikogewichtung in die Anpassungsfunktion eingefügt wird.<sup>166</sup> Über Gleichung (5.58) folgt hieraus wiederum, daß in einem solchen Fall die Marktpräsenz der Fundamentalisten zurückgedrängt wird, da auch die Mengenquotierung der Fundamentalisten  $D^F$  absolut sinkt. Weil gleichzeitig die Mengenquotierung der Chartisten davon unberührt bleibt, steigt der relative Anteil des charttechnisch bedingten Auftragsflusses am Gesamtnettoauftragsfluß im Devisenmarkt. Insofern kann durch diese Modellierung eine Marktsituation abgebildet werden, die der Charakterisierung einer spekulativen Blase entspricht, da bei steigender Fehlbewertung gleichzeitig der relative Anteil der fundamentalistisch motivierten Gesamtnachfrage im Markt graduell zurückgeht und im Extremfall gegen Null tendiert.<sup>167</sup>

<sup>164</sup> Durch die zusätzliche Annahme ist  $c_t \leq 0 \forall t$ , so daß die Exponentialfunktion immer eine-negative Potenz besitzt bzw. maximal gleich Null ist und damit  $\min \exp(c_t) = 0$  und  $\max \exp(c_t) = 1$  gilt.

<sup>165</sup> Zu beachten ist, daß Gleichung (5.59) sich hinsichtlich des Zeitindexes von der Formulierung in Reitz und Taylor (2006) unterscheidet. Aufgrund der sequentiellen Spielstruktur im Kyle-Modell ist den Händlern zum Zeitpunkt ihrer Mengenquotierung noch nicht bekannt, wie sich der tatsächliche Wechselkurs zum Zeitpunkt  $t$  realisiert, wohl aber die Realisation des Fundamentalwertes. Wenn die Informationsstruktur des Kyle-Modell ernst genommen wird, dann können die Fundamentalisten ihre Strategie nur auf Grundlage der ihnen zur Verfügung stehenden Information tätigen, was in Abwesenheit von rationalen Erwartungen typischerweise der letzte beobachtete Wechselkurs  $e_{t-1}$  ist. Insofern ist die Formulierung in Reitz und Taylor (2006) ungenau, bzw. theoretisch nicht mit den mikrostrukturellen Hintergründen vereinbar. Interessanterweise wird dies auch nicht in der referierten Version Reitz und Taylor (2008) korrigiert.

<sup>166</sup> Die Einführung dieses Parameters in die Gewichtungsfunktion hat in erster Linie ökonomische Gründe. Je größer  $\sigma_t^S$  ist, desto größer wird c.p. das Vertrauen der Fundamentalisten in ihre Fundamentalstrategie. Ökonomisch drückt  $\sigma_t^S$  die Unsicherheit bezüglich der tatsächlichen Preisquotierung durch den Marketmaker aus Sicht der Fundamentalisten aus, die u.a. durch den Parameter  $\varepsilon_t$  verzerrt werden kann. Da die Fundamentalisten annahmegemäß aber den Fundamentalwert beobachten können, kann die positive Abhängigkeit ihrer Vertrauensbildung bezüglich der Fundamentalwertorientierung damit begründet werden, daß diese als langfristig richtige Wechselkursbewertung und somit bei starker Volatilität der Wechselkursentwicklung von den Fundamentalisten als Ankerpunkt angesehen wird.

<sup>167</sup> Die graduelle Anpassung wird dabei durch die logistische Transformation generiert.

Bemerkenswert ist jedoch, daß selbst bei  $w_t = 0$  der Nettoauftragsfluß nicht komplett durch  $D^C$  gegeben sein muß. Denn die Fundamentalisten können in diesem Fall auf Grundlage von Zinsarbitrageargumenten – ausgedrückt durch  $b^F \cdot (i_t^* - i_t)$  – im Markt aktiv sein könnten. Dabei wird auch hier keine Restriktion hinsichtlich der Richtung der Zinsspekulation vorgenommen, so daß  $b^F$  sowohl positiv als auch negativ sein kann. Während alle diese Parameter die grundsätzliche Wechselkursdynamik beschreiben, wird über  $int_t$  die mögliche Koordinationswirkung von Devisenmarktinterventionen in den Modellrahmen eingebraut. Der Parameter  $int_t$  stellt dabei eine Indikatorvariable der Interventionstätigkeit der Zentralbank am Devisenmarkt dar, wobei ein positives Vorzeichen für  $int_t$  mit einer Intervention zugunsten der jeweils unterbewerteten Währung einhergeht, während sich im umgekehrten Fall ein negatives Vorzeichen ergibt. Damit wird der Prämisse des Koordinationskanals Rechnung getragen, daß nur eine Intervention als koordinierendes Signal angesehen werden kann, die in Richtung der Fundamentalbewertung erfolgt. Im Modellrahmen hätte dies anhand von Gleichung (5.59) zur Konsequenz, daß für  $\phi_2 > 0$  die Anpassungsfunktion  $c_t$  betragsmäßig c.p. kleiner werden würde und somit  $w_t$ , also der Vertrauensindikator der Fundamentalisten, steigt. So kann genau die Wirkung einer Intervention abgebildet werden, die der Koordinationskanal vorgibt, nämlich eine Stärkung der fundamentalistisch orientierten Spekulation am Devisenmarkt, die mit dem gestiegenen  $w_t$  über Gleichung (5.58) einhergeht.

Andererseits wird hier aber unterstellt, daß eine Intervention, die nicht zugunsten der unterbewerteten Währung durchgeführt wird, sogar einen negativen Effekt auf die Glaubwürdigkeit der Fundamentalstrategie ausübt und somit potentiell zu einer Verstärkung einer charttechnisch bedingten spekulativen Blase führen kann. Die Wirkung einer Interventionsmaßnahme ist freilich in diesem Modellrahmen auf den Vertrauensindikator der Fundamentalisten beschränkt. Das bedeutet, daß der durch die Intervention ausgelöste Nettoauftragsfluß zumindest für die Preisquotierungsstrategie des Marketmakers unberücksichtigt bleibt, die Intervention also nur indirekt ihre Wirkung über den Koordinationskanal entfaltet. Dies unterscheidet diese Modifikation des Kyle-Modells fundamental von anderen mikrostrukturellen Erklärungsansätzen von Devisenmarktinterventionen wie z.B. Vitale (1999) oder Evans und Lyons (2001). Tatsächlich wird die Zentralbank in diesem Modellansatz ähnlich wie in der Version des Interdealer-Modells nicht als strategischer Spieler betrachtet, so daß eine Einbeziehung des Interventionsvolumens in den beobachteten Nettoauftragsfluß konzeptionell problematisch ist.<sup>168</sup>

Aus ökonomischer Sicht lassen sich jedoch einige Argumente anführen, die die Nichtberücksichtigung der Intervention im Nettoauftragsfluß plausibel erscheinen lassen. Erstens ist das Interventionsvolumen in Relation zum Gesamtumsatz

<sup>168</sup> Denkbar wäre es z.B. die Intervention als eine Schockvariable zu charakterisieren, was jedoch vor dem informationstheoretischen Hintergrund des Kyle-Modells nur möglich wäre, wenn deren Informationsgehalt bezüglich des Fundamentalwechselkurses definiert wird, was durch die unterstellte Möglichkeit der Zentralbanken, entgegen der Fundamentalbewertung zu intervenieren, nicht möglich ist. In diesem Fall würde die Intervention lediglich zu einer Verzerrung des Gesamtnettoauftragsflusses führen und damit tendenziell eine eher destabilisierende Wirkung auf die Wechselkursentwicklung ausüben.

auf dem brokergestützten Interdealer-Handel bzw. dem Gesamtdevisenmarkt verschwindend gering, so daß dessen Einfluß vernachlässigbar ist. Gestützt wird diese Argumentation nicht zuletzt dadurch, daß Interventionsmaßnahmen allenfalls sporadische Ereignisse darstellen und damit – gemessen an den wenigen Interventionstagen – in einem entsprechend langen Beobachtungszeitraum keine signifikanten Effekte auf die durch den Nettoauftragsfluß bedingte Wechselkursdynamik ausüben. Zweitens muß die eigentliche Intervention von Seiten der Zentralbank nicht zwangsläufig im durch das Kyle-Modell beschriebenen brokergestützten Interdealer-Markt abgewickelt werden, sondern kann z.B. teilweise oder vollständig über den direkten Interdealer-Handel oder andere Kanäle durchgeführt werden. Insofern begegnen hier Reitz und Taylor (2006) einem der z.B. gegenüber Evans und Lyons (2001) angeführten Kritikpunkte, die Preisdynamik in einem Teilmarkt mit dem gesamten Devisenhandel gleichzusetzen.<sup>169</sup>

Das dritte und vermutlich schwerwiegendste Argument besteht jedoch darin, daß durch diese Modellierung keine Verzerrung über kurzfristige Liquiditätseffekte oder andere Wirkungskanäle erfolgt. Stattdessen wird ausschließlich auf die Ableitung einer koordinierenden Wirkung für die Fundamentalisten abgestellt, die den Kern dieses Wirkungskanals ausmacht. Daher ermöglicht diese Modellierung die eindeutige Identifikation einer effektiven Wechselkursbeeinflussung von Devisenmarkinterventionen über den Koordinationskanal.

Aus den durch Gleichung (5.55), (5.57) und (5.58) gegebenen Verhaltensstrategien der Markakteure im modifizierten Kyle-Modell kann somit die resultierende Wechselkursdynamik abgeleitet werden. Im Gegensatz zum Ursprungsmodell, das ein auf rationaler Erwartungsbildung basiertes sequentielles Bayesianisches Spiel beschrieben hat, bedarf es dazu in dem um den Chartisten-Fundamentalisten-Ansatz erweiterten Modellrahmen keiner Berücksichtigung der Beliefstruktur im Sinne eines sequentiell rationalen Verhaltens.<sup>170</sup> Da die Annahme der rationalen Erwartungsbildung aufgehoben ist, wird das Verhalten der Spieler in der modifizierten Version nicht über die Erwartungen des Verhaltens der anderen Spieler beeinflußt, sondern kann durch die drei angegebenen Verhaltensstrategien komplett beschrieben werden. Daher genügt es, die Gleichungen (5.57) und (5.58), die das Verhalten der Chartisten und Fundamentalisten deterministisch charakterisieren, in die Preisquotorierungsfunktion des Marketmakers (5.55) einzusetzen, um die gesuchte Preisdynamik zu erhalten. Diese ergibt sich dann wie folgt:

$$e_t = e_{t-1} + a^M \cdot a^C (e_{t-1} - e_{t-2}) + a^M \cdot a^F \cdot w_t (f_t - e_{t-1}) + a^M \cdot (b^C + b^F) (i_t^* - i_t) + \varepsilon_t \quad (5.60)$$

<sup>169</sup> Wie an dieser Stelle bereits angesprochen, weisen Befragungen von Zentralbänkern und Devisenhändlern jedoch eher darauf hin, daß ein Großteil der Interventionsaktivitäten tatsächlich über den brokergestützten Interdealer-Markt abgewickelt wird.

<sup>170</sup> Wie die Ableitung des Kyle-Modells, aber auch des Vitale-Modells gezeigt hat, muß hierfür insbesondere gelten, daß die unterlegten Erwartungsannahmen wie die lineare Struktur der Strategien gegenseitig kompatibel sind.

Dies lässt sich schreiben als:

$$e_t = e_{t-1} + \alpha(e_{t-1} - e_{t-2}) + \delta \cdot w_t(f_t - e_{t-1}) + \gamma(i_t^* - i_t) + \varepsilon_t \quad (5.61)$$

Dabei entsprechen  $\alpha = a^M \cdot a^C > 0$ ,  $\delta = a^M \cdot a^F > 0$  und  $\gamma = a^M \cdot (b^C + b^F) \in \mathfrak{R}$ . Die durch Gleichung (5.61) beschriebene Preisdynamik charakterisiert die Wechselkursentwicklung im modifizierten Kyle-Modell somit als Differenzengleichung in Abhängigkeit von der charttechnischen Handelsregel, des Zinsspreads zwischen beiden Ländern des betrachteten Wechselkurspaars, der Entwicklung des Fundamentalwechselkurses sowie des Vertrauensindikators  $w_t$  der Fundamentalisten hinsichtlich ihrer eigenen Spekulationsstrategie, der wiederum durch eine nicht-lineare Funktion in Abhängigkeit von der Interventionstätigkeit der Zentralbank(en) dargestellt wird. Alle anderen möglichen Einflüsse auf die Wechselkursentwicklung werden über den Parameter  $\varepsilon_t$  abgebildet, der an dieser Stelle tatsächlich als Störterm interpretiert werden kann.<sup>171</sup> Unabhängig von der Betrachtung des Störterms wird die durch Gleichung (5.61) beschriebene Wechselkursdynamik dabei maßgeblich von der Entwicklung des Vertrauensindikators  $w_t$  geprägt. Die Berücksichtigung dieses Parameters, der selbst einem durch Gleichung (5.59) definierten nicht-linearen Anpassungsprozeß folgt, ermöglicht es, eine – gemäß den Beobachtungen von Taylor und Allen (1992) – regimeabhängige Wechselkursdynamik theoretisch herzuleiten. Innerhalb dieser Wechselkursdynamik kann dabei die Veränderung des Wechselkurses u.U. überhaupt nicht mehr an der Fundamentalbewertung festgemacht werden. Stattdessen könnte sie maßgeblich über charttechnisch motivierte Spekulationsstrategien wie  $\alpha(e_{t-1} - e_{t-2})$ , wenn  $w_t \rightarrow 0$  konvergiert, beeinflußt sein und somit eine spekulative Blase am Devisenmarkt begründen. Gleichzeitig kann über die nicht-lineare Form von  $w_t$  eine graduelle Übergangsdynamik von einer stabilen fundamentalwertorientierten Wechselkursentwicklung bei  $w_t \approx 1$  zu einer länger andauernden, sich selbst verstärkenden Auf- bzw. Abwertungsspekulation der heimischen Währung modelliert werden. Den wichtigsten Aspekt der Wechselkursentwicklung bildet jedoch die Tatsache, daß diese Übergangsdynamik zumindest potentiell von Devisenmarktinterventionen beeinflußt und damit die Wechselkursentwicklung in Richtung Fundamentalwert stabilisiert werden kann. Daher gelingt es in diesem Mikrostrukturmodell mit beschränkt rationalen Akteuren nicht nur, eine Wechselkursdynamik theoretisch abzuleiten, die der in der Realität beobachteten Entwicklung – sowohl in Bezug auf die Verteilung von Fundamentalisten und Chartisten im Markt als auch im Hinblick auf die Überschußvolatilität und die überwiegend fehlende Markteffizienz als stilisierte Fakten der allgemeinen Praxis des Devisenhandels – näher kommt als jede makroökonomisch oder mikrostrukturell motivierte Modellierung auf Basis vollständig rationalen Verhaltens. Darüber hinaus wird die Rolle von Devisenmarktinterventionen als Instrument zur Beeinflussung der Wechselkursentwicklung über den Koordinationskanal neu definiert. Zu beachten ist dabei, daß diese Wechselkursbeeinflussung von Seiten der Zentralbank durchaus auch destabilisierend in Bezug auf die Fundamentalbewertung wirken kann, da eine Intervention zugunsten der ohnehin schon überbewerteten Währung zu einem

<sup>171</sup> Die Verteilung von  $\varepsilon_t$  ist dagegen nach wie vor unbestimmt.

weiteren Vertrauensverlust der Fundamentalisten führt und somit die Preisdynamik noch weniger von der Entwicklung des Fundamentalwechselkurses  $f_t$  abhängt. Dieses Vorgehen kann – je nach wirtschaftspolitischer Zielsetzung der intervenierenden Zentralbank, die bekanntlich nicht in diesem Modellrahmen untersucht wird – durchaus sinnvoll sein, z.B. wenn eine dauerhafte Unterbewertung der heimischen Währung – im Sinne eines Wechselkursziels – zur Stabilisierung der internationalen Wettbewerbsfähigkeit angestrebt wird. Entscheidend hierfür ist genauso wie für die Wirksamkeit der wechselkursstabilisierenden Intervention lediglich, daß der Parameter  $\phi_2 > 0$  ist. Grundsätzlich hängt der Grad der Wirksamkeit der Intervention unabhängig von der jeweiligen wirtschaftspolitischen Intention zwar vom Interventionsvolumen ab, jedoch ist diese Wirkung annahmegemäß nach oben begrenzt, da  $\phi_1 > \phi_2 \cdot \text{int}_t$  gilt. Das bedeutet, daß eine hohe Interventionssumme zwar tendenziell eine größere Koordinationswirkung entfaltet als eine niedrigere Summe, was der ökonomischen Intuition entspricht. Auf der anderen Seite kann eine noch so hohe Devisenmarktintervention zugunsten der unterbewerteten Währung jedoch keine vollständige und sofortige Wiederherstellung des Vertrauens in die Fundamentalanalyse gewährleisten, sondern lediglich den Anteil der in Richtung der Fundamentalwertentwicklung spekulierenden Händler temporär erhöhen (über ein gestiegenes  $w_t$ ). Ob diese Maßnahme ausreicht, um eine sofortige Trendumkehr der Wechselkursentwicklung in der nächsten Periode einzuleiten, hängt dann (bei einem angenommenen Zinsspread von Null) vom Verhältnis der Fehlbewertung zur letzten beobachteten Wechselkursveränderung ab. Allerdings existiert ein Trade-Off in Abhängigkeit des Ausmaßes der Fehlbewertung bei der Spekulationsstrategie der Fundamentalisten. Zwar ist die absolute Nachfrage und damit die potentielle Wirkung auf den Wechselkurs gemäß Gleichung (5.61) positiv abhängig von der Höhe des Misalignments, gleichzeitig wird jedoch das Vertrauen in die eigene Handelsstrategie nach Gleichung (5.59) negativ davon beeinflußt. Eine aus der Wechselkursdynamik ableitbare Strategie für eine solche Zentralbank könnte dann sein, eine kontinuierliche Interventionstätigkeit über mehrere Perioden durchzuführen, um zumindest die Ab- oder Aufwertungshöhe des Wechselkurses und somit auch  $\alpha \cdot (e_{t-1} - e_{t-2})$  zu reduzieren, um schließlich eine Trendumkehrung zu realisieren. Tatsächlich impliziert Gleichung (5.61) wie auch im heuristischen Modell, daß eine einmal erfolgte Trendumkehrung in der Folge durch die Chartisten gestützt wird und damit eine Dynamik in Gang gesetzt wird, die zu einer raschen und automatischen Angleichung der Wechselkursentwicklung an die Fundamentalbewertung führt.

In der abgeleiteten Preisdynamik nach Gleichung (5.61) finden somit nahezu alle Aspekte der in der Praxis beobachteten Dynamik bei der Interaktion zwischen charttechnisch agierenden und fundamentalwertorientierten Händlern Berücksichtigung. Hierzu zählt nicht zuletzt auch das über  $\gamma \cdot (i_t^* - i_t)$  ausgedrückte Zinsspekulationsargument in der Wechselkursgleichung. Dabei stellt die Tatsache, daß die Wechselkursentwicklung zusätzlich von einer Spekulationsstrategie auf Basis der Zinsentwicklung in den betrachteten Ländern abhängt, an sich keine Innovation im Rahmen von Wechselkurserklärungsansätzen auch auf mikrostruktureller Ebene

dar.<sup>172</sup> Allerdings wird hier durch die Unbestimmtheit des Vorzeichens des Parameters  $\gamma$  der in der Praxis des Devisenhandels beobachteten fehlenden Gültigkeit der (ungedeckten) Zinsparitätentheorie Rechnung getragen, um so bei einer empirischen Überprüfung der obigen Wechselkursgleichung keine dogmatisch motivierte Restriktion zu implementieren. Dennoch wird durch die Berücksichtigung dieses Aspekts auch der ökonomischen Bedeutung der Zinsspreadentwicklung für die Anlageentscheidungen am Devisenmarkt Rechnung getragen.

Obwohl die von Reitz und Taylor (2006) abgeleitete Preisdynamik wie aufgezeigt eine sehr flexible und an die Praxis des Devisenhandels nahezu optimal angepaßte Modellierung der Wechselkursentwicklung darstellt und gleichzeitig die Wirkung von Devisenmarktinterventionen über den Koordinationskanal hierauf elegant einbezieht, kann kritisch angemerkt werden, daß einige zentrale Aspekte, wie die mathematische Ausgestaltung des Anpassungsprozesses  $c_t$  oder die Spezifikation der Zinsspekulationskomponente in den optimalen Mengenquotierungen der beiden Händlertypen  $[(b^C) \cdot (i_t^* - i_t)]$  und  $[(b^F)(i_t^* - i_t)]$ , lediglich ad hoc vorgegeben werden, ohne daß bspw. eine präferenzengestützte Ableitung erfolgt. Ferner ist die Modellierung des Anpassungsprozesses im Wesentlichen darauf ausgerichtet, eine möglichst einfache Formalisierung der empirisch beobachteten Marktgegebenheiten zu erreichen. In diesem Zusammenhang wird u.a. von Neely (2005) eine nicht-lineare Berücksichtigung der Wirkung von Devisenmarktinterventionen propagiert, was durch Gleichung (5.59) im Modellrahmen umgesetzt werden kann. Dabei unterscheidet sich die Anpassungsfunktion  $c_t$  im Vergleich zu Westerhoff und Reitz (2003) lediglich durch die zusätzliche Einbeziehung von  $-\phi_2 \cdot \text{int}_t$  in der Potenz der e-Funktion. Hierdurch gelingt es aber Reitz und Taylor (2006), nicht nur Devisenmarktinterventionen in einer nicht-linearen Form in die Preisdynamik der Wechselkursentwicklung zu implementieren, sondern gleichzeitig auch die Wirkungsweise von Devisenmarktinterventionen über den Koordinationskanal gemäß der theoretischen Vorgaben für diesen Wirkungskanal zu gestalten.

#### 5.2.4 Empirische Überprüfung des Koordinationskanals

Die von Reitz und Taylor (2006) abgeleitete Wechselkursdynamik liefert das theoretische Grundgerüst für eine direkte empirische Überprüfung der Wirkung von Devisenmarktinterventionen über den Koordinationskanal, die sowohl im Hinblick auf die Datenverfügbarkeit als auch auf die ökonomische Interpretation der Schätzergebnisse einen erheblichen Vorteil ggü. den zuvor betrachteten Wirkungskanälen auf Basis eines Mikrostrukturmodells mit vollständig rational handelnden Akteuren hat. Der große Vorteil der Modellierung von Reitz und Taylor (2006) besteht darin, über die Wechselkursgleichung (5.61) in Verbindung mit der Anpassungsgleichung (5.59) eine konkrete Schätzfunktion ableiten zu können, wobei die Schätzparameter über die theoretische Spezifikation gegeben sind. Frühere Versuche der Überprüfung

<sup>172</sup> Bspw. wird eine derartige Abhängigkeit in der ökonometrischen Überprüfung des Modells von Evans und Lyons (1999) unterstellt.

des Koordinationskanals mußten sich dagegen auf allgemeinere ökonometrische Verfahren beschränken, um einen indirekten Nachweis der Koordinationswirkung von Devisenmarktinterventionen zu erbringen. Die Idee hierbei war es, den im Rahmen der theoretischen Formulierung des Koordinationskanals inhärenten Übergang zwischen einem stabilen zu einem durch charttechnische Spekulation immer stärker vom Fundamentalwechselkurs abweichenden Zustand der Wechselkursentwicklung empirisch zu identifizieren und eine evtl. Umkehr dieses Prozesses im Zusammenhang mit der Durchführung von Devisenmarktoperationen zu erklären. Technisch kann dies im Rahmen von sog. Markov-Switching-Modellen umgesetzt werden, die Übergangswahrscheinlichkeiten von einem Zustand zu einem anderen Zustand unter Schätzung einer Markov-Matrix analysieren. Obwohl die Anwendung derartiger Modelle auf die Wechselkursentwicklung hauptsächlich im Rahmen der Untersuchung von spekulativen Attacken in Systemen fixer Wechselkurse gebräuchlich ist, läßt sich das Prinzip auch auf die Wirkung des Koordinationskanals bei flexiblen Wechselkursen übertragen.<sup>173</sup>

So untersucht Taylor (2005) die Wirkung von Devisenmarktinterventionen im Yen/US-Dollar-Markt mit Hilfe eines Markov-Switching-Modells mit zwei Umweltzuständen bzw. Wechselkursregimen im Hinblick darauf, ob die Übergangswahrscheinlichkeit von einem instabilen Wechselkursregime zu einem stabilen Zustand von der Interventionstätigkeit der japanischen und US-amerikanischen Notenbanken signifikant beeinflußt wird.

Dabei wird ein instabiles Regime dadurch charakterisiert, daß der Wechselkurs einer Random-Walk-Entwicklung folgt, während ein stabiles Regime durch eine Wechselkursentwicklung geprägt ist, die zu einer Anpassung an den Fundamentwert - von Taylor (2005) ausgedrückt über den kaufkraftparitätischen Wechselkurs - führt. Die Übergangswahrscheinlichkeit von einem Zustand in den anderen wird dabei, ähnlich wie bei Reitz und Taylor (2006) über eine logistische Funktion modelliert, so daß ebenfalls eine – in Abhängigkeit von den betrachteten Parametern wie z.B. der Interventionstätigkeit – nicht-lineare Beeinflussung der Wechselkursdynamik impliziert wird. Die ökonometrische Überprüfung dieser Spezifikation von Taylor (2005) zeigt, daß eine Interventionsmaßnahme nur in einem instabilen Wechselkursregime statistisch signifikante Wirkungen auf die Übergangswahrscheinlichkeit besitzt.<sup>174</sup> Im Falle eines stabilen Wechselkursregimes können Interventionen demnach in dieser Studie weder destabilisierend noch zusätzlich stabilisierend wirken. Interessanterweise ist die Wirksamkeit der Interventionen auf die Übergangswahrscheinlichkeit im instabilen Fall jedoch ambivalent. Zum einen erhöhen Interventionen grundsätzlich sogar (zumindest ge ringfügig) die Wahrscheinlichkeit, im instabilen Regime zu verweilen. Andererseits zeigt sich ein (stark ausgeprägter) Effekt der Trendumkehr, wenn die Interventions-

<sup>173</sup> Beispiele für die Verwendung von Markov-Switching-Modellen sind u.a. Brandner et al. (2006) sowie Stix (2007), die sich mit den Krisen im EWS in den 90er Jahren auseinandersetzen.

<sup>174</sup> Die Studie bezieht Tagesdaten der Wechselkursentwicklung sowie tatsächliche Interventionsdaten beider Länder in einem Zeitraum von April 1991 bis Dezember 2003 mit ein.

variable mit dem Grad des Misalignments (multiplikativ) verknüpft wird.<sup>175</sup> Daraus läßt sich schließen, daß eine Interventionsmaßnahme zu Beginn einer sich entwickelnden spekulativen Blase kontraproduktiv im Hinblick auf eine Wechselkurstabilisierung wirken kann, während sie in einem stark fehlbewerteten Marktumfeld tatsächlich als stabilisierendes Instrument anzusehen ist.<sup>176</sup> Obwohl dieses Ergebnis insofern mit der Prämisse des Koordinationskanals vereinbar ist, als die Intervention ein Signal für die Fundamentalisten in einem charttechnisch dominierten Marktumfeld darstellt, die durch ihr hierüber koordiniertes Markteingreifen zu einer Trendumkehr beitragen – wie von (Taylor, 2005, S. 79f.) argumentiert – kann in dieser Studie allenfalls ein (schwacher) indirekter Nachweis der Existenz des Koordinationskanals erbracht werden. Dies liegt nicht zuletzt daran, daß hier die koordinierende Wirkung der Interventionen nicht mit der Fehlbewertung des Wechselkurses gewichtetet wird.

Demgegenüber stellt das auf Basis ihres eigenen theoretischen Modells abgeleitete ökonometrische Modell von Reitz und Taylor (2006) eine deutliche Verbesserung im Hinblick auf die empirische Überprüfbarkeit der Effektivität von Devisenmarktinterventionen im Allgemeinen und deren Wirksamkeit über den Koordinationskanal im Speziellen dar. In Anlehnung an die ökonometrische Modellierung von Westerhoff und Reitz (2003) schätzen sie dabei eine GARCH(1,1)-Modellierung der Logrendite des Wechselkurses als abhängige Variable unter Berücksichtigung eines nicht-linearen Anpassungsparameters, der mathematisch analog zum theoretischen Anpassungsparameter  $w_t$  gemäß Gleichung (5.59) definiert ist. Die Berücksichtigung eines nicht-linearen Parameters und dessen explizite Schätzung über eine logistische Normierungsfunktion innerhalb der Mittelwertgleichung eines klassischen GARCH-Modells geht dabei auf Lundbergh und Teräsvirta (1998) zurück und wird allgemein als STAR- (Smooth Transition Auto Regressive) bzw. STR-GARCH-Modellansatz bezeichnet. Dabei wird als Mittelwertgleichung die im theoretischen Modell abgeleitete Preisdynamik (5.61) aufgelöst nach der Veränderungsrate des Wechselkurses (der Logrendite)  $\Delta e_t$  verwendet:

$$\Delta e_t = \alpha \Delta e_{t-1} + \delta w_t(\phi_1, \phi_2, (f_{t-d} - e_{t-d}), int_{t-1}, \sigma_{t-d}^S)(f_{t-1} - e_{t-1}) + \gamma(i_t^* - i_t) + \varepsilon_t \quad (5.62)$$

Die in Gleichung (5.62) aufgestellte Mittelwertgleichung enthält somit einen autoregressiven Term über  $\alpha \cdot \Delta e_{t-1}$  sowie einen nicht-linearen endogenen Parameter  $w_t(\phi_1, \phi_2, (f_{t-d} - e_{t-d}), int_{t-1})$ , wobei ersterer die Beeinflussung der Wechselkursentwicklung über charttechnische Händler und letzterer die Gewichtung der

<sup>175</sup> Taylor (2005) schätzt die Wirkung der Interventionen direkt sowie das Produkt zwischen Interventionen und Misalignment in der Wahrscheinlichkeitsfunktion. Daher kann eine getrennte Betrachtung der genannten Effekte über die jeweiligen Schätzparameter erfolgen.

<sup>176</sup> Diese Argumentation setzt an der Tatsache an, daß der Koeffizient der mit dem Misalignment gewichteten Interventionswirkung betragsmäßig deutlich größer ist (-8,332), als der Koeffizient der alleinigen Interventionswirkung (0,343) und gleichzeitig mit zunehmendem Misalignment die Ausprägung von ersterem über die multiplikative Verknüpfung ebenfalls betragsmäßig steigend ist, so daß der Gesamteffekt der beiden Interventionswirkungen mit steigendem Misalignment die Übergangswahrscheinlichkeit zum stabilen Wechselkursregime erhöht.

beiden Handelsstrategien reflektiert.<sup>177</sup> Der Anpassungsparameter  $w_t$  selbst ist im ökonometrischen Modell durch folgenden Ausdruck spezifiziert:

$$w_t = \frac{2 \cdot \exp(-(\phi_1 - \phi_2 \cdot \text{int}_t) \cdot \frac{|f_{t-d} - e_{t-d}|}{\sqrt{h_{t-d}}})}{1 + \exp(-(\phi_1 - \phi_2 \cdot \text{int}_t) \cdot \frac{|f_{t-d} - e_{t-d}|}{\sqrt{h_{t-d}}})} \quad \text{mit } \sqrt{h_{t-d}} = \sigma_{t-d}^S \quad (5.63)$$

Durch die logistische Normierung gilt auch hier für den Anpassungsparameter  $w_t \in [0, 1]$  in Abhängigkeit von der Interventionsvariablen  $\text{int}_{t-1}$ , wobei die zeitliche Verzögerung  $t-1$  bedeutet, daß eine Intervention erst in der nächsten Periode Wirkung zeigen kann.<sup>178</sup> In dieser allgemeinen Spezifikation wird zudem über den Parameter  $d = \{0, 1, 2, \dots\}$  keine Laglänge für die anderen Parameter festgelegt. Stattdessen wird die Anzahl Lags innerhalb der ökonometrischen Schätzung empirisch bestimmt. Der Einfluß der Intervention wird dabei wie auch von Taylor (2005) mit der Abweichung vom Fundamentalwert gewichtet, allerdings noch um die bedingte Standardabweichung  $\sqrt{h_{t-d}}$  standardisiert.<sup>179</sup> Diese Standardabweichung wiederum wird in der Varianzgleichung über einen GARCH(1,1)-Prozeß definiert:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \quad (5.64)$$

Damit erfolgt durch Gleichung (5.64) für das ökonometrische Modell nun auch eine konkrete Verteilungsannahme für  $\varepsilon_t$  in der Mittelwertgleichung bzw. der Preisdynamik im theoretischen Modell über:

$$\varepsilon_t = v_t \cdot \sqrt{h_{t-1}} \quad \text{mit } v_t \text{ i.i.d. } \sim N(0, 1) \quad (5.65)$$

Da sich die GARCH(1,1)-Modellierung im Rahmen empirischer Analysen von Finanzmarktdaten zur Darstellung des in diesem Zusammenhang in der Regel beobachteten Volatilitätsclustering bewährt hat, kann die durch Gleichung (5.64) und (5.65) erfolgte Verteilungsannahme des Störterms in jedem Fall als ökonometrisch

---

<sup>177</sup> Im Vergleich zu Gleichung (5.61) wird zudem der verzögerte Fundamentalwechselkurs  $f_{t-1}$  betrachtet. Dies ist der theoretischen Modellierung von Westerhoff und Reitz (2003) bzw. Reitz und Taylor (2006) geschuldet, die ebenfalls von der vergangenen Ausprägung des Fundamentalwertes bei der optimalen Mengenquotierung der Fundamentalisten ausgehen. Wie bereits an anderer Stelle argumentiert, ist dieses Vorgehen jedoch nicht mit den informationstheoretischen Annahmen im Kyle-Modell vereinbar.

<sup>178</sup> Dies ist vor dem Hintergrund, daß Interventionen über einen Tag verteilt durchgeführt werden und eine Koordination erst bei genauer Identifikation möglich ist, durchaus plausibel.

<sup>179</sup> Die Gesamtwirkung wird allerdings durch die implizite Modellannahme, daß  $\phi_1 > \phi_2 \cdot \text{int}_t$  maßgeblich determiniert, wodurch grundsätzlich das Vertrauen der Fundamentalisten negativ von der Abweichung vom Fundamentalwert abhängt, auch wenn der regulierende Effekt durch die Intervention mit zunehmendem Misalignment c.p. wie in der Schätzung von Taylor (2005) immer größer wird.

angemessen bezeichnet werden, um eine konsistente Schätzung der Logrenditen des Wechselkurses zu ermöglichen.<sup>180</sup>

Augenfällig ist dabei, daß die durch Gleichung (5.62), (5.63) und (5.64) beschriebene STAR-GARCH-Modellierung, abgesehen von der hier notwendigen konkreten Spezifikation des Störterms, in großen Teilen der theoretischen Modellierung der Wechselkursentwicklung von Reitz und Taylor (2006) entspricht. Dies vereinfacht nicht nur die Interpretation der Schätzparameter des ökonometrischen Modells, sondern erlaubt gleichzeitig auch eine Quantifizierung der einzelnen Effekte auf die Wechselkursentwicklung im Allgemeinen und auf die Interventionswirkung über den Koordinationskanal im Speziellen, was bei den zuvor diskutierten indirekten Schätzverfahren nicht möglich war. Als entscheidende Innovation in Bezug auf die empirische Untersuchung der Wirkung von Devisenmarktinterventionen kann dabei die Berücksichtigung des Gewichtungsparameters  $w_t$  in der nicht-linearen logistischen Form angesehen werden. Dieses Vorgehen ermöglicht es, eine klassische Zeitreihenanalyse über die Wechselkursentwicklung in Abhängigkeit von der tatsächlichen Interventionstätigkeit der Zentralbanken durchzuführen, obwohl die Interventionsdaten per se nicht stetig sind. Dieses elementare Problem der empirischen Forschung im Bereich der Devisenmarktinterventionen wird hier dadurch entschärft, daß auch zu einem Zeitpunkt in dem keine Intervention stattfindet zwar die Interventionsvariable  $int_t = 0$  ist, aber gleichzeitig die hiervon abhängige Anpassungsvariable  $w_t$  nicht automatisch auch gleich Null ist, sondern in diesem Fall nur von der Ausprägung des (vergangenen) Misalignments beeinflußt wird. Dadurch beschreiben sowohl der Anpassungsprozeß  $w_t$  als auch die über die Mittelwertgleichung geschätzte Wechselkursdynamik trotz der Abhängigkeit von einer nicht zeitstetigen Variablen selbst jeweils einen zeitstetigen Prozeß, was eine effektive Schätzung mit Hilfe von Standardverfahren ermöglicht.

Die nicht-lineare Modellierung des Anpassungsprozesses stellt somit nicht nur theoretisch eine notwendige Voraussetzung der Wirkung von Devisenmarktinterventionen dar, sondern bietet gleichzeitig auch erhebliche Vorteile bezüglich der ökonometrischen Schätzung dieser Effekte. Dies gilt insbesondere im Vergleich mit den gängigen Alternativen für die ökonometrische Analyse von nicht stetigen Zeitreihen. In diesem Zusammenhang werden im Rahmen traditioneller linearer Schätzmodelle (nicht zeitstetige) Interventionen typischerweise über Dummy-Variablen implementiert. Diese Modellierung besitzt jedoch den Nachteil, daß ein sinnvolles Ergebnis der Regressionsschätzung nur abgeleitet werden kann, wenn neben der Dummyvariablen noch zusätzliche zeitstetige Variablen als Regressoren berücksichtigt werden.<sup>181</sup> Diesbezüglich kann die hier vorgestellte Modellierung von  $w_t$  gewissermaßen als eine intelligente Dummy-Modellierung bezeichnet werden, bei der nicht nur der Effekt auf die Zielvariable (also die Logrendite des Wechselkurses) analysiert wird, sondern auch die Entwicklung des Dummys selbst

<sup>180</sup> Eine direkte Folgerung aus Gleichung (5.65) ist, daß der Störterm einer Normalverteilung folgt. Dies wird jedoch weder theoretisch impliziert noch empirisch über die Verteilung der Residuen der Mittelwertgleichung bestätigt.

<sup>181</sup> Die verbleibende Alternative in diesem Zusammenhang ist die Verwendung einer Eventstudie, bei der aber kein quantitativer Effekt abgeleitet werden kann.

endogenisiert und somit ökonomisch interpretierbar wird. Diese Eigenschaft läßt eine STAR-GARCH-Modellierung auch im Hinblick auf andere ökonomische Fragestellungen mit ähnlichen datentechnischen Problemen als eine vielversprechende Alternative zu bestehenden Schätzverfahren erscheinen, was sich auch in der Literatur zunehmend widerspiegelt.<sup>182</sup>

Die empirische Überprüfung des über Gleichung (5.62), (5.63) und (5.64) definierten ökonometrischen Modells erfordert die Schätzung der Parameter  $\alpha$ ,  $\delta$  und  $\gamma$  in der Mittelwertgleichung,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  und  $\beta_2$  in der Varianzgleichung sowie die Bestimmung des Prozesses  $w_t$  unter Schätzung der Parameter  $\phi_1$  und  $\phi_2$  in der Anpassungsgleichung. Der hierfür notwendige Datensatz muß dabei neben den obligatorischen Wechselkursdaten, die typischerweise auf Tagesbasis zur Verfügung stehen, eine diesem Zeithorizont angepaßte Zinsvariable für Anlagen in beiden betrachteten Währungen enthalten sowie eine Zeitreihe zur Entwicklung des Fundamentalwechselkurses  $f_t$ . An dieser Stelle folgen Reitz und Taylor (2006) der gängigen Konvention in der monetären Außenwirtschaftstheorie und definieren den Fundamentalwechselkurs über die KKP.<sup>183</sup>

Die Berechnung des kaufkraftparitäetischen Wechselkurses erfolgt dabei über die Differenz der Inflationsraten im Zeitablauf, definiert über den Konsumentenpreisindex der jeweiligen Länder. Dabei geht man von einer Basisperiode aus, in der die Gültigkeit der KKP angenommen wird. Von Reitz und Taylor (2006) wird dabei der 01. Januar 1990 als Basisperiode gewählt.<sup>184</sup> Das grundsätzliche Problem bei dieser Form der Ermittlung des kaufkraftparitäetischen Wechselkurses besteht auf datentechnischer Seite darin, daß die hierfür benötigten Inflationsdaten im besten Fall auf Monatsebene zur Verfügung stehen, was in diesem Modell eine Anpassung der Zeitreihe des Fundamentalwechselkurses auf Tagesebene erfordert, z.B. wie auch bei Reitz und Taylor (2006), indem die zum Monatsende berichtete Inflationsdifferenz als repräsentativ für die Ausprägung des Fundamentalwertes im Folgemonat angenommen wird. Die Konsequenz hieraus ist, daß der so definierte Fundamentalwechselkurs über diesen Zeitraum keinen Veränderungen unterliegt, wodurch sich andererseits aber auch das Problem bei der Verwendung des verzögerten Fundamentalwechselkurses  $f_{t-1}$  im ökonometrischen Modell anstelle des theoretisch korrekten  $f_t$  relativiert.<sup>185</sup>

Reitz und Taylor (2006) untersuchen in ihrer Analyse das DM/US-Dollar-Währungspaar, so daß die entsprechende Datenreihe der Wechselkursentwicklung über den Kassakurs in Preisnotierung aus amerikanischer Sicht (Mengennotierung aus

<sup>182</sup> Ein Beispiel hierfür ist die Verwendung dieses Ansatzes bei der empirischen Überprüfung der Ölpreisentwicklung in Reitz und Slopek (2009).

<sup>183</sup> Die gleiche Approximation des Fundamentalwechselkurses über die KKP wurde bekanntlich auch in Kapitel 5.1.1.2 bei der empirischen Analyse des Vitale-Modells auf Basis der Eventstudie verwendet.

<sup>184</sup> Die Festlegung der Basisperiode ist vom ökonometrischen Standpunkt aus nicht unproblematisch, da eine gewisse Willkür bei der Auswahl nicht ausgeschlossen werden kann, wenn die entsprechende Wahl weder ökonomisch noch empirisch gerechtfertigt wird.

<sup>185</sup> Diese Problematik ergibt sich somit nur am Monatsende und fällt noch seltener mit einem Interventionseignis zusammen.

deutscher Sicht) in einem Zeitraum von Anfang Januar 1980 bis Ende Dezember 1992 erfolgt. Der Fundamentalwechselkurs errechnet sich dabei über die Veränderung der Differenz aus den logarithmierten Konsumentenpreisindizes der BRD und der USA während dieses Zeitraums, wobei die USA als Inland definiert wird. Analog wird für die Zinssätze  $i = i^{USA}$  und  $i^* = i^{BRD}$  angenommen, so daß, wie im theoretischen Modell, ein positiver Parameter  $\gamma$  mit der Gültigkeit der ungedeckten Zinsparität vereinbar ist. Hierfür verwenden Reitz und Taylor (2006) die Übernachtzinssätze für Euro-Depositen in Bezug auf den US-Dollar ( $i^{USA}$ ) und die DM ( $i^{BRD}$ ).<sup>186</sup>

Letztlich enthält der Datensatz noch die tatsächlichen Interventionsdaten sowohl für die Fed als auch für die Bundesbank im DM/US-Dollar-Handel, die im Wesentlichen identisch sind mit denjenigen, die im Rahmen der Eventstudie in Kapitel 5.1.1. ausgewertet wurden.<sup>187</sup> Diese Daten müssen jedoch unter Berücksichtigung der im theoretischen Modell vorgenommenen Definition der Indikatorvariablen  $int_t$  für die ökonometrische Schätzung angepaßt werden und zwar dahingehend, daß eine Intervention zugunsten der heimischen Währung genau dann ein positives Vorzeichen besitzt, wenn die Währung gemessen am aktuellen kaufkraftparitätischen Wechselkurs tatsächlich unterbewertet ist und daß andernfalls ein negatives Vorzeichen vergeben wird. Da Reitz und Taylor (2006) die Parameterschätzung aus US-amerikanischer Sicht definieren, berücksichtigen sie lediglich die Interventionen der Fed bei der Bestimmung der Zeitreihe für  $int_t$  und lassen zunächst die Bundesbank-Interventionen unberücksichtigt, so daß die Variable einen Wert von Null annimmt, wenn keine Intervention der Fed in einer Periode durchgeführt wurde, obwohl in dieser Periode Interventionsmaßnahmen der Bundesbank zu beobachten gewesen waren.<sup>188</sup>

Auf Grundlage dieses Datensatzes wird es möglich, das STAR-GARCH-Modell zur Überprüfung des Koordinationskanals im DM/US-Dollar-Markt zu schätzen. In einem ersten Schritt wird dabei in einem Pre-Test-Verfahren die im ökonometrischen Modell noch offen gelassene optimale Laglänge  $d$  für die Parameter in der Anpassungsgleichung (5.63) bestimmt.<sup>189</sup> Dabei wird von Reitz und Taylor (2006) eine Laglänge von  $d = 1$  als empirisch ermittelt, was der Modellierung in ihrer Fassung des theoretischen Modells entspricht. Als nächstes muß der Anpassungsparameter  $w_t$  als Variable in der Mittelwertgleichung über den Zeitraum der Betrachtung simu-

<sup>186</sup> Euro-Depositen bezeichnen in der Finanzpraxis Anlagekonten für inländische Kunden in ausländischer Währung. Demzufolge ist ein Übernacht-Euro-Depositenzinssatz für den US-Dollar der Zins, den eine deutsche Bank für ihre Kunden anbietet, die US-Dollar für einen Tag bei dieser Bank anlegen möchten.

<sup>187</sup> Allerdings weisen sie zumindest im Hinblick auf die bei Reitz und Taylor (2006) angegebenen deskriptiven Statistiken geringfügige Unterschiede auf, die möglicherweise durch Rundungen bzw. Währungsumrechnungen zustande gekommen sind.

<sup>188</sup> Dieses Vorgehen ist aus theoretischer Sicht durchaus problematisch. Hierauf wird im Folgenden noch eingegangen werden.

<sup>189</sup> Als Instrument dient hierbei der Vergleichswert unterschiedlicher Lagspezifikationen anhand eines Informationskriteriums wie das Akaike-Informationskriterium oder das Schwartz-Kriterium. Zu den Hintergründen dieser Verfahren sei erneut auf Greene (2003) verwiesen.

liert werden, bevor die eigentliche GARCH-Modellierung der Wechselkursentwicklung und die betreffenden Parameterschätzungen vorgenommen werden können.

Die Simulation des Vertrauensindikators  $w_t$  impliziert gleichzeitig die Schätzung der Parameter  $\phi_1$  und  $\phi_2$ , die aufgrund der vorgenommenen Standardisierung des Misalignment-Faktors über die bedingte Standardabweichung des Störterms  $\sigma_{t-1}^S$  bzw.  $\sqrt{h_{t-1}}$  robust – in dem Sinne, daß eine asymptotische Normalverteilung der Schätzresiduen angenommen werden kann, die für eine Quantifizierung des Signifikanzniveaus über einen gewöhnlichen t-Test elementar ist – geschätzt werden können.<sup>190</sup> Damit läßt sich in einem dritten Schritt (der freilich in der Umsetzung simultan mit dem zweiten Schritt erfolgt) die Parameterschätzung der Mittelwert- und der Varianzgleichung gemäß der GARCH(1,1)-Modellierung durchführen. Die Ergebnisse der Schätzung von Reitz und Taylor (2006) sind in Abbildung 5.5 dargestellt.

$\hat{\gamma}$	-3.751 (3.071)***
$\hat{\alpha}$	0.034 (1.972)**
$\hat{\delta}$	0.020 (4.362)***
$\hat{\Phi}_1$	0.053 (2.693)***
$\hat{\Phi}_2$	0.111 (2.034)**
$\hat{\beta}_0$	0.014 (4.341)***
$\hat{\beta}_1$	0.075 (7.191)***
$\hat{\beta}_2$	0.899 (72.203)***

Die Nullhypothese der Insignifikanz kann dabei mit einer maximalen Irrtumswahrscheinlichkeit von jeweils \*(10%), \*\*(5%) und \*\*\*(1%) abgelehnt werden.

**Abb. 5.5** Parameterschätzung des ökonometrischen Modells von Reitz und Taylor (2006) für Interventionsdaten der Fed (t-Werte in Klammern).

Dabei ist zunächst festzuhalten, daß alle Modellparameter einschließlich der beiden Koeffizienten in der Anpassungsgleichung  $\hat{\phi}_1 = \hat{\phi}_2 = 0,05$  und  $\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_2 = 0,11$  signifikant verschieden von Null bei einer maximal fünfprozentigen Irrtumswahrscheinlichkeit geschätzt werden.<sup>191</sup> Die Ergebnisse weisen somit eindeutig auf

<sup>190</sup> Ein weiteres Problem stellt die Wahl der Ausgangsparameter  $\phi_1$  und  $\phi_2$  dar, die das Simulationsergebnis nach Reitz und Taylor (2006) ebenfalls entscheidend beeinflussen können und von ihnen mit  $\phi_1 = 1$  und  $\phi_2 = 0$  angegeben werden. Für die Hintergründe sei wie dort auf Teräsvirta (1994) verwiesen.

<sup>191</sup> Die Tatsache, daß  $\hat{\phi}_2 > \hat{\phi}_1$  ist dabei nicht zwangsläufig ein Widerspruch zur Modellannahme  $\phi_1 > \phi_2 \cdot int_t$ , da die Interventionsvariable entsprechend normiert werden kann.

eine effektive Beeinflussung von Devisenmarktinterventionen der Fed im DM-US-Dollar-Markt über den Koordinationskanal hin. Der signifikant positive Parameter  $\hat{\phi}_2$  impliziert, daß Interventionen das Vertrauen in die Fundamentalbewertung (also  $w_t$ ) positiv und nachhaltig beeinflussen und somit wegen  $\hat{\delta} > 0$  auch potentiell stabilisierend auf die Wechselkursentwicklung in Richtung der Fundamentalbewertung wirken können. Gleichzeitig zeigt sich über  $\hat{\phi}_1 > 0$ , daß dieses Vertrauen – wie im Chartisten-Fundamentalisten-Ansatz propagiert – negativ von der aktuellen Fehlbewertung abhängt. Auch der Parameter  $\hat{\alpha} > 0$  ist entsprechend der theoretischen Erwartung signifikant positiv und bestätigt so die durch die Chartisten ausgelöste autoregressive Entwicklung der Log-Rendite des Wechselkurses. Der Parameter der Zinsspekulationsstrategie  $\hat{\gamma}$  geht ebenfalls signifikant in die Mittelwertgleichung ein, allerdings mit einem negativen Vorzeichen.

Dieses Ergebnis weist wie in anderen Studien darauf hin, daß sich die ungedeckte Zinsparität als Grundlage einer Spekulationsstrategie am Devisenmarkt empirisch nicht bestätigen läßt. Aufgrund der Annahme beschränkt rationaler Verhaltensmuster der Anleger im theoretischen Modell stellt dies jedoch keinen Widerspruch zur Gültigkeit der theoretisch abgeleiteten Wechselkursdynamik dar. Entscheidend für diese Interpretation der Ergebnisse ist dabei die Tatsache, daß die unterstellte GARCH(1,1)-Modellierung des Störterms der Wechselkursdynamik durch die Schätzung bestätigt wird. So finden sich in den Residuen des Modells keine Hinweise auf verbleibende Autokorrelation oder (bedingte) Heteroskedastizität gemäß der hierfür gängigen Testverfahren. Damit wird sichergestellt, daß keine Verzerrung der angeführten Signifikanztests aus dieser Quelle zu beobachten ist, so daß die t-Tests auf Grundlage robuster Schätzer erfolgen. Dabei kann die (bedingte) Varianz der Schätzung über die Varianzgleichung mit den ebenfalls hochsignifikanten Koeffizienten  $\beta_1$  und  $\beta_2$ , die die Relevanz der GARCH-Modellierung bestätigen, errechnet werden. Darüber hinaus ermöglicht das Modell nicht nur qualitative Antworten im Hinblick auf die Wirksamkeit des Koordinationskanals, sondern auch quantitative Aussagen bezüglich der Anpassungsgeschwindigkeit des Wechselkurses zur kaufkraftparitätschen Bewertung in Abhängigkeit von der Interventionshöhe und der relativen Fehlbewertung der Währung. So argumentieren Reitz und Taylor (2006), daß exemplarisch in ihrem Modell eine 200 Mio. US-Dollar Intervention bei einer 40-prozentigen Abweichung vom kaufkraftparitätschen Wechselkurs die Fundamentalwertangleichung von 0,04 Prozent auf 0,19 Prozent erhöht im Vergleich zu einer Erhöhung von 0,76 Prozent auf 0,86 Prozent bei einer nur 5-prozentigen Fehlbewertung. Dies belegt nicht nur das schon von Taylor (2005) beobachtete Phänomen, daß die Effektivität der Koordinationswirkung einer Intervention umso größer ist, je stärker die Fehlbewertung der Währung (Reitz und Taylor, 2006, S.20). Im Vergleich zu Rogoff (1996) sind diese auf Tagesbasis berechneten Werte für die langfristige Anpassungsgeschwindigkeit des Wechselkurses an die KKP ausgesprochen hoch.<sup>192</sup>

<sup>192</sup> Die von Rogoff (1996) berichteten Werte weisen durchschnittliche Anpassungsgeschwindigkeiten von 13 - 21 Prozent pro Jahr aus. Diese Untersuchungen basieren auf sehr langen Datenreihen, auf deren Basis eine Kointegrationsschätzung des nominalen Wechselkurses und der Inflati-

Die Robustheit dieser – in Bezug auf die Bestätigung des Koordinationskanals – äußerst vielversprechenden Ergebnisse wird von Reitz und Taylor (2006) u.a. dahingehend überprüft, ob die gewählte STAR-GARCH-Modellspezifikation ökonometrisch im Vergleich zu einer linearen Variante tatsächlich einen größeren Erklärungsgehalt aufweist. Dabei wird anstelle der nicht-linearen Beeinflussung der Interventionen über den Anpassungsparameter  $w_t$  eine lineare Beeinflussung unterstellt. Hierzu wird das STAR-GARCH-Modell dahingehend modifiziert, daß der Interventionsdummy ( $int_t$ ) in die Mittelwertgleichung aufgenommen wird und dafür der Anpassungsparameter  $w_t$  nicht von dieser abhängig ist bzw.  $\phi_2 = 0$  definiert wird. Eine Schätzung dieser modifizierten Spezifikation zeigt im Wesentlichen die gleichen Ergebnisse bezüglich aller anderen Parameter wie im Ursprungsmodell, allerdings wird hier keine Beeinflussung des Wechselkurses durch Devisenmarktinterventionen festgestellt, da der Parameter des Interventionsdummies mit einem Wert von  $-0,04$  nicht signifikant verschieden von Null ist. Daher wird – der Prämisse des theoretischen Modells folgend – eine effektive Wechselwirkung nur über den Koordinationskanal erreicht und nicht über Liquiditäts- und/oder Portfolio-Balance-Effekte.

Da die in Abbildung 5.5 dargestellte Parameterschätzung nur auf Grundlage der Devisenmarktinterventionen der Fed durchgeführt wurde, schätzen Reitz und Taylor (2006) die gleiche Modellspezifikation erneut mit den Interventionsdaten der Bundesbank. Obwohl die resultierenden Parameterschätzungen in Abbildung 5.6 auf den ersten Blick den ursprünglichen Schätzungen sehr ähnlich sind, kann hier die Nullhypothese der statistischen Insignifikanz auch auf dem 10-Prozent-Intervall weder für  $\phi_1$  und  $\phi_2$  noch für den Parameter  $\alpha$  abgelehnt werden.

Dieses Ergebnis ist insofern bemerkenswert, als die verwendete Datenbasis bis auf die Interventionsdaten identisch mit der des Ausgangsmodeells ist. Dies läßt zwar einerseits auf die Relevanz der Interventionen für die Entwicklung der Wechselkursdynamik im Allgemeinen schließen, andererseits jedoch an der Gültigkeit eines Koordinationskanals und der grundsätzlichen Effektivität von Devisenmarktinterventionen, eine zielgerichtete Wechselkursbeeinflussung zu generieren, erhebliche Zweifel aufkommen. Die Tatsache, daß beide Parameter in der Anpassungsfunktion nicht signifikant sind, impliziert eine weder von den Interventionen noch von der Höhe des Misalignments abhängige Gewichtung der Fundamentalwertstrategie in der Mittelwertgleichung, so daß  $w_t = 1 \forall t$ . Da hier auch der autoregressive Teil der Wechselkursdynamik nicht signifikant zu sein scheint, kann geschlossen werden, daß in diesem Fall die Entwicklung des Wechselkurses nicht von der wechselnden Dominanz von charttechnisch und fundamentalwertorientierten Handelsstrategien abhängt.<sup>193</sup> Obwohl dieses Resultat dem Prinzip der Wirkungsweise des Koordinationskanals diametral entgegensteht, sehen Reitz und Taylor (2006) hierin sogar eine zusätzliche Bestätigung für die Effektivität von Devisenmarktinterventionen über diesen Wirkungskanal. Ihre Argumentation beruht dabei auf der Hypothese,

onstwicklungen in einem Fehler-Korrekturmodell vorgenommen wird, aus der sich die entsprechenden Ergebnisse ableiten lassen.

<sup>193</sup> Genauer gesagt ist die Fundamentalwertentwicklung neben der Zinsspekulation entgegen der Zinsparität der einzige Treiber der Preisdynamik am Devisenmarkt.

$\hat{\gamma}$	-3.621 (2.802)***
$\hat{\alpha}$	0.021 (1.721)*
$\hat{\delta}$	0.020 (3.900)***
$\hat{\phi}_1$	0.031 (1.562)
$\hat{\phi}_2$	0.510 (1.271)
$\hat{\beta}_0$	0.014 (4.322)***
$\hat{\beta}_1$	0.075 (7.923)***
$\hat{\beta}_2$	0.900 (74.951)***

Die Nullhypothese der Insignifikanz kann dabei mit einer maximalen Irrtumswahrscheinlichkeit von jeweils \*(10%), \*\*(5%) und \*\*\*(1%) abgelehnt werden.

**Abb. 5.6** Parameterschätzung des ökonometrischen Modells von Reitz und Taylor (2006) für Interventionsdaten der Bundesbank (t-Werte in Klammern).

daß die Interventionen der Bundesbank im betrachteten Zeitraum nicht öffentlich kommuniziert wurden und damit als geheim anzusehen sind. Dies wird mit den Ergebnissen von Dominguez und Frankel (1993b) begründet, daß nur in 46 von 286 Fällen (zwischen November 1982 und Dezember 1984) einer Intervention auch eine entsprechende Meldung in der Fachpresse vorausging. Demgegenüber wird von Klein (1993) argumentiert, daß die Berichtsquote für die Fed im Zeitraum zwischen 1985 und 1989 bei 88 Prozent lag, woraus Reitz und Taylor (2006) wiederum schließen, daß die Fed-Interventionen allgemein als öffentlich und die der Bundesbank als geheim eingestuft werden können. Da die Idee des Koordinationskanals jedoch eine Wirkung auf den Wechselkurs nur dann erwarten läßt, wenn die Interventionsmaßnahme von allen Fundamentalisten eindeutig erkannt wird, erklären sie die unterschiedliche Wirkung der beiden Schätzungen über den unterschiedlichen Grad der öffentlichen Ankündigung bei der Durchführung von Devisenmarktinterventionen zwischen den beiden Zentralbanken. Demzufolge können die Interventionen der Bundesbank keine Effekte aufweisen, wie in der modifizierten Schätzung auch aufgezeigt wird.

Diese Argumentation erklärt freilich nicht, warum in diesem Fall auch die Anpassung über das Misalignment sowie der autoregressive Term in der Mittelwertgleichung nicht mehr signifikant sind. Bei genauerer Betrachtung kann sogar die gesamte von Reitz und Taylor (2006) vorgebrachte Argumentation als ökonomisch völlig haltlos angesehen werden. Abgesehen von der Tatsache, daß sich die angeführten empirischen Studien bezüglich der Berichtshäufigkeit der Interventionsmaßnahmen lediglich auf ein recht kurzes und nicht-überlappendes Zeitintervall – bezogen auf den von Reitz und Taylor (2006) betrachteten Gesamtzeitraum –

stützen, stellt die bloße Nennung einer Interventionsmaßnahme in der Fachpresse einen nicht eben überzeugenden Indikator für den Grad der Geheimhaltung von Devisenmarktinterventionen dar. Zum einen wird hierbei kein ökonomisches Argument für die Geheimhaltungs- bzw. Veröffentlichungspolitik bei Devisenmarktinterventionen von Zentralbanken angeführt, die eine konkrete empirische Überprüfung des Zusammenhangs erlauben könnte.<sup>194</sup> Zum anderen impliziert insbesondere die mikrostrukturelle theoretische Fundierung, daß die Information über die Durchführung einer Interventionsmaßnahme sehr wohl durch andere Kanäle als Presseankündigungen in den Markt übermittelt werden kann, z.B. durch die Kontaktierung von Schlüsselhändlern wie z.B. von Neely (2000b) berichtet.<sup>195</sup>

Einen weiteren Aspekt für die Implausibilität der Schlußfolgerung von Reitz und Taylor (2006) stellt die Tatsache dar, daß, selbst wenn die Ankündigung über die Presse eine notwendige Bedingung für den Erfolg der Intervention über den Koordinationskanal darstellt, eine Zentralbank keinen Anreiz besitzt, diese Ankündigung zu unterlassen, wenn sie mit ihrer Intervention die Zielsetzung verfolgt, eine Fehlbeurteilung des Wechselkurses zu korrigieren. Zumindest in den Jahren 1985 und 1987 in Folge des Plaza- und des Louvre-Abkommens, kann diese Prämisse für die Bundesbank als erfüllt angesehen werden, so daß entweder ein massives Politikversagen seitens der Bundesbank bei der Durchführung ihrer Interventionsmaßnahmen vorlag oder aber die Folgerung von Reitz und Taylor (2006) zumindest für diesen Zeitraum als falsch angesehen werden muß. Schließlich kann auch kritisch hinterfragt werden, wie sich die von Reitz und Taylor (2006) vorgenommene getrennte Betrachtung von Bundesbank und Fed-Interventionen mit den theoretischen Vorgaben des Modells vereinbaren läßt. Da sich die Interventionen von beiden Notenbanken im Devisenmarktgeschehen niederschlagen und es – zumindest aus Sicht der Fundamentalisten – zunächst einmal unerheblich ist, welche Notenbank das Signal zur Koordination gibt, müßte eigentlich die Wechselkursdynamik auf Grundlage der kumulierten Interventionstätigkeit beider Zentralbanken im DM/US-Dollar-Segment geschätzt werden. Die getrennte Betrachtung kann somit potentiell zu Verzerrungen der Ergebnisse vor dem Hintergrund der mikrostrukturellen Rahmenbedingungen des Devisenhandels führen. Insofern kann die Argumentationslogik in Bezug auf die Bedeutung von geheimen und öffentlichen Interventionen, ähnlich wie auch schon von Vitale (1999), eher als sprichwörtlicher Griff nach dem letzten (sehr dünnen) Strohhalm angesehen werden, um die Ergebnisse der empirischen Schätzung mit den theoretischen Modellimplikationen in Einklang zu bringen.<sup>196</sup>

<sup>194</sup> Vereinfacht ausgedrückt fehlt in der Analyse eine Robustheitsprüfung bezüglich der Relevanz von Pressemitteilungen für die Informationspolitik der Zentralbank. Darüber hinaus wird nicht überprüft, inwiefern Pressemitteilungen überhaupt eine relevante Informationsquelle für Devisenhändler darstellen und mit welcher zeitlichen Verzögerung die Information verarbeitet wird.

<sup>195</sup> Interessanterweise wird ein vergleichbares Argument auch von Reitz und Taylor (2006) angeführt, aber lediglich auf die Fed bezogen. Vgl. Reitz und Taylor (2006), S.22. Grundsätzlich erscheint eine derartige Kommunikation der Interventionstätigkeit jedoch weitaus erfolgsversprechender, da Devisenhändler den Aktionen bestimmter Händler zweifelsohne mehr Aufmerksamkeit entgegen bringen, als (veralteten) Meldungen in den Printmedien.

<sup>196</sup> Daß sich jedoch auf Basis einer anderen Argumentationskette die Ergebnisse durchaus mit der Gültigkeit des Koordinationskanals vereinbaren lassen, wird im nächsten Abschnitt thematisiert.

Nichtsdestotrotz stellt der Koordinationskanal im Allgemeinen und die von Reitz und Taylor (2006) entwickelte theoretische und ökonometrische Modellierung dieses Wirkungskanals im Speziellen einen herausragenden Beitrag zur Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen dar. Daher werden auf Basis des theoretischen Modellrahmens sowie der ökonometrischen Umsetzung in einem STAR-GARCH-Modell auch Interventionsmaßnahmen in anderen Währungspaaren untersucht.

So wird z.B. von Reitz et al. (2010) eine vergleichbare Studie für die Interventionstätigkeit der australischen Notenbank im AUS-Dollar/US-Dollar-Markt vorgenommen.<sup>197</sup> Diese unterscheidet sich lediglich dadurch, daß hier im Vorfeld der Aufstellung des theoretischen Modells über Gleichung (5.61) und (5.59) zunächst eine empirische Überprüfung der Nicht-Linearität der Wechselkursdynamik in diesem Währungssegment über ein sog. STARTZ-Modell erfolgt, die im Ergebnis auf eindeutige nicht-lineare Elemente hinweist.<sup>198</sup> Dieses Vorgehen kann in Analogie zu der Arbeit von Taylor (2005) gesehen werden, bei der sich Hinweise auf nicht-lineare Anpassungen gemäß einer Chartisten-Fundamentalisten Modellierung im DM/US-Dollar-Markt gezeigt hatten. Ausgehend hiervon wird von Reitz et al. (2010) ein STAR-GARCH-Modell wie in Reitz und Taylor (2006) über Gleichung (5.62), (5.63) und (5.64) definiert. Dabei wird die Wechselkursentwicklung im Zeitraum von Januar 1985 bis März 2005 untersucht. Wie oben werden hier tatsächliche Interventionsdaten in die Anpassungsfunktion über der Indikatorvariablen  $int_t$  definiert, die gemäß der Richtung der Fundamentalbewertung des Wechselkurses positiv oder negativ in die Schätzung eingehen. Als Fundamentalwechselkurs wird hier ebenfalls der kaufkraftparitätische Kurs, mit dem Basiszeitpunkt im Januar 1994, verwendet.<sup>199</sup>

Ein weiterer geringfügiger Unterschied im Datensample der beiden Studien besteht darin, daß von Reitz et al. (2010) der amerikanische Zins als ausländischer Zins definiert und über die Federal-Funds-Rate datentechnisch bestimmt wird. Der wesentliche Unterschied besteht jedoch in der Berücksichtigung zusätzlicher Lags der Interventionsvariablen  $int_{t-i}$  in der Anpassungsgleichung (5.63). Diese Erweiterung des Ausgangsmodells erlaubt Interventionsstrategien, bei der kontinuierliche Interventionen durchgeführt werden, um einen Wechselkurstrend zu brechen, so wie dies im Zusammenhang mit der Studie von Taylor (2005) schon einmal diskutiert wurde. Daher ändert sich die Anpassungsgleichung von Reitz et al. (2010) wie folgt:

$$w_t = \frac{2 \cdot \exp(-(\rho - \sum_{i=1}^4 \phi_i \cdot int_{t-i}) \cdot \frac{|f_{t-d} - e_{t-d}|}{\sqrt{h_{t-d}}})}{1 + \exp(-(\rho - \sum_{i=1}^4 \phi_i \cdot int_{t-i}) \cdot \frac{|f_{t-d} - e_{t-d}|}{\sqrt{h_{t-d}}})} \quad \text{mit} \quad \sqrt{h_{t-d}} = \sigma_{t-d}^S \quad (5.66)$$

<sup>197</sup> Die australische Notenbank gehört zu den am häufigsten intervenierenden Zentralbanken, die in einem System flexibler Wechselkurse agiert.

<sup>198</sup> Zum Prinzip dieses Schätzverfahrens sei auf Reitz et al. (2010), S.7ff. verwiesen.

<sup>199</sup> Eine (ökonomische) Begründung für diese Wahl der Basisperiode wird nicht gegeben. Allerdings liegt dieser Termin in etwa in der Mitte der Stichprobe.

Die Festlegung von vier Lags in Gleichung (5.66) folgt dabei keiner theoretischen oder empirischen Vorüberlegung, sondern wird von den Autoren diskretionär bestimmt. Abgesehen hiervon entspricht damit die Modellierung dem Vorgehen von Reitz und Taylor (2006) und erlaubt eine analoge Schätzung der Parameter des STAR-GARCH-Modells. Das Ergebnis dieser Schätzung ist dabei vergleichbar mit den Ergebnissen der Schätzung der Fed-Intervention von Reitz und Taylor (2006), da ebenfalls eine signifikante Beeinflussung der Wechselkursdynamik über den Koordinationskanal festgestellt werden kann. Dabei zeigt sich, daß die Interventionsparameter für jede Laglänge (1-4) signifikant sind, allerdings mit sehr niedrigen und mit zunehmender Laglänge abnehmenden Koeffizienten. Zudem ist der vierte Lag nur noch auf dem 10 Prozent-Niveau signifikant verschieden von Null.<sup>200</sup> Der absolut gesehen stärkste Effekt auf den Vertrauensparameter wird hingegen unmittelbar nach der Intervention mit  $\phi_1 = 0,006$  beobachtet. Interessanterweise ergibt die Schätzung negative Werte für die zweite und die vierte Verzögerung der Interventionsvariable in Höhe von jeweils  $\phi_2 = \phi_4 = -0,001$ . Dies bedeutet, daß das Vertrauen in die Fundamentalanalyse durch eine einmalige Interventionsmaßnahme nur unmittelbar nach der Intervention stabilisierend wirkt und in der Folge durchaus destabilisierende Wirkung haben kann, was evtl. eine kontinuierliche Interventionstätigkeit notwendig macht, um einen nachhaltigen Effekt zu haben. Dennoch ist der Gesamteffekt der Intervention auch hier positiv und wirkt in Richtung des Fundamentalwerts. Ein Unterschied zwischen der Analyse der Fed-Intervention und derjenigen der australischen Notenbank ergibt sich aber darin, daß hier keine signifikante Autokorrelation der Wechselkursrendite festzustellen ist, da  $\alpha$  einen Wert nahe Null annimmt und das STAR-GARCH-Modell daher zu einem STR-GARCH wird.

Reitz et al. (2010) schätzen ferner eine alternative Modellierung der Wechselkursdynamik, in der zusätzlich zum gerade betrachteten Modell in der Mittelwertgleichung die Interventionsvariable linear (und nicht verzögert, um Identifikationsprobleme zu vermeiden) eingeht. Im Gegensatz zum Vorgehen von Reitz und Taylor (2006) wird jedoch die nicht-lineare Beeinflussung (also die Wirkung über den Koordinationskanal) mitberücksichtigt. Hierbei zeigt sich, daß für das Währungspaar US-Dollar/AUS-Dollar die Interventionsmaßnahmen auch einen linearen Effekt auf die Wechselkursdynamik ausüben, allerdings mit dem falschen Vorzeichen. D.h., eine Intervention zugunsten des australischen Dollars führt tendenziell zu einer Abwertung. Eine ökonomisch plausible Erklärung für diesen Sachverhalt wird von Reitz et al. (2010) nicht gegeben.

Eine weitere Studie, die auf Basis dieses Ansatzes zur Analyse des Koordinationskanals die Interventionsbemühungen der japanischen Notenbank bzw. des hierfür in Japan zuständigen Finanzministeriums (MoF) und der Fed im YEN/US-Dollar-Markt analysiert, stellt die von Reitz und Taylor (2012) dar. Wie in Reitz und Taylor (2006) werden die Interventionsmaßnahmen beider Institutionen getrennt voneinander analysiert, wobei die Auswirkungen der Fed-Interventionen auf die Wechselkursentwicklung im YEN/US-Dollar-Markt in einem Zeitraum von Ja-

<sup>200</sup> Die GARCH-Modellierung ist auch hier in der Lage, Autokorrelation und Heteroskedastizität der geschätzten Residuen zu verhindern, so daß die t-Tests robuste Schätzungen erlauben.

nuar 1980 bis Juni 1998 betrachtet werden, während die japanischen Interventionen von April 1991 bis März 2004 untersucht werden.<sup>201</sup> In beiden Varianten wird dabei in der Mittelwertgleichung eine lineare Beeinflussung der Wechselkursdynamik ähnlich wie in Reitz et al. (2010) berücksichtigt, so daß die Mittelwertgleichung durch folgenden Ausdruck gegeben ist:

$$\Delta e_t = \alpha \Delta e_{t-1} + \delta w_t \cdot \sigma_{t-d}^S (f_{t-1} - e_{t-1}) + \gamma (i_t^* - i_t) + v \cdot int_t + \varepsilon_t \quad (5.67)$$

Auch hier wird in der Anpassungsfunktion eine über mehr als eine Periode verzögerte Wirkung der Interventionen unterstellt, wobei in diesem Fall lediglich drei Perioden herangezogen werden:

$$w_t = \frac{2 \cdot \exp(-(\rho - \sum_{i=1}^3 \phi_i \cdot int_{t-i}) \cdot \frac{|f_{t-d} - e_{t-d}|}{\sqrt{h_{t-d}}})}{1 + \exp(-(\rho - \sum_{i=1}^3 \phi_i \cdot int_{t-i}) \cdot \frac{|f_{t-d} - e_{t-d}|}{\sqrt{h_{t-d}}})} \quad \text{mit } \sqrt{h_{t-d}} = \sigma_{t-d}^S \quad (5.68)$$

Die Schätzung gemäß Gleichungen (5.67), (5.68) sowie der bekannten GARCH(1,1)-Varianzgleichung (5.64) ergibt dabei ein ähnliches Bild wie in Reitz et al. (2010), da für beide Varianten der Autokorrelationsterm  $\alpha$  nicht signifikant verschieden von Null ist.<sup>202</sup> Wichtiger ist jedoch, daß die Interventionsmaßnahmen bei den Ländern auf eine effektive Wirkung des Koordinationskanals hinweisen. Während sich jedoch für die Fed-Interventionen die Parameter  $\phi_1$  und  $\phi_2$  als positiv signifikant erweisen, wobei die dritte Verzögerung der Interventionsvariablen jedoch nicht signifikant ist, weisen die japanischen Interventionen eine mit der australischen Zentralbank vergleichbare Struktur auf, da alle Parameter (bei geringen absoluten Werten) signifikant auf dem 5-Prozent Niveau sind. Dabei wird für den zweiten Lag ebenfalls ein negatives Vorzeichen ermittelt. Dies läßt den Schluß zu, daß die Interventionen der Fed – ähnlich wie bei Reitz und Taylor (2006) im DM/US-Dollar-Segment – auch im YEN/US-Dollar-Markt eine stärkere (und persistenter) Vertrauenswirkung auf die Fundamentalisten ausüben, als die Interventionen des MoF.<sup>203</sup> Ein weiterer wesentlicher Unterschied zwischen den beiden Schätzungen besteht darin, daß der Parameter  $\rho$ , der hier die Abhängigkeit der Vertrauensbildung vom absoluten Misalignment ausdrückt, zwar in beiden Fällen mit  $\rho = 0,02$  dieselbe Ausprägung besitzt, aber für die Schätzung mit den Fed-Interventionen auch statistisch (hoch) signifikant ist. Eine weitere Gemeinsamkeit der beiden Modellschätzungen zeigt sich zudem in der Signifikanz des Interventionsdummym in

<sup>201</sup> Dies ist der geringeren Verfügbarkeit der Daten für die japanischen Interventionen geschuldet, die vom japanischen MoF ab diesem Zeitpunkt auf Tagesbasis aggregiert online zur Verfügung gestellt werden.

<sup>202</sup> Reitz und Taylor (2012) interpretieren dieses Ergebnis dahingehend, daß die einfache charttechnische Handelsregel nicht ausreichend die in der Praxis verwendeten Charttechniken widerspiegelt.

<sup>203</sup> Dies wird auch durch die absolut deutlich größeren Parameterausprägungen deutlich, die mit  $\phi_1 = 0,18$  und  $\phi_2 = 0,50$  angegeben werden, im Vergleich zu  $\phi_1 = 0,04$  und  $\phi_3 = 0,04$  sowie  $\phi_2 = -0,02$ .

der Mittelwertgleichung, wobei in beiden Fällen wie von Reitz et al. (2010) der Parameter  $\nu$  negativ ist. Insofern kann zwar auch hier eine effektive Beeinflussung der Interventionstätigkeit im Sinne des Koordinationskanals festgestellt, aber gleichzeitig auch eine ökonomisch schwer interpretierbare direkte Verzerrung der Wechselkursentwicklung konstatiert werden.

### 5.2.5 Bewertung des Koordinationskanals

Vor dem Hintergrund der empirischen Ergebnisse kann insgesamt festgehalten werden, daß eine potentielle Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen auf die Wechselkursentwicklung über den Koordinationskanal als sehr wahrscheinlich angesehen werden kann, auch wenn dies nicht für alle Währungspaare und alle Interventionsdaten bestätigt werden konnte. Gerade im Vergleich zu den empirischen Resultaten der traditionellen Wirkungskanäle (unabhängig von der modelltheoretischen Grundlage) weisen die vorgestellten Studien am ehesten auf eine effektive und zielgerichtete Beeinflussung des Devisenmarktgeschehens von Seiten der Notenbanken über Interventionsmaßnahmen hin. Schon die Idee des Koordinationskanals besitzt dabei entscheidende Vorteile gegenüber dem Portfolio-Balance und dem Signalling-Kanal. Hierzu zählt insbesondere, daß der Koordinationskanal weder an makroökonomische Voraussetzungen gebunden ist noch die Intention der Wechselkursbeeinflussung unklar bleibt, da eine sinnvolle Interpretation nur im Kontext einer Misalignmentbekämpfung vorgenommen werden kann. Das große Verdienst der Arbeit von Reitz und Taylor (2006) besteht darin, daß hier über einen Behavioural-Finance-Ansatz in einem mikrostrukturellen Modellrahmen eine theoretische Wechselkursdynamik abgeleitet werden konnte, die eine endogene Berücksichtigung von Devisenmarktinterventionen im Sinne der Grundidee des Koordinationskanals ermöglicht. Die Kombination aus Mikrostrukturmodell und beschränkt rationalem Verhalten der Akteure stellt dabei eine an den Gegebenheiten der Praxis des Devisenhandels orientierte Vorstellung der Preisentwicklung auf diesem speziellen Finanzmarkt dar. Insofern gelingt es durch die Chartisten-Fundamentalisten Modellierung die schon in den makroökonomischen Ansätzen zur Wechselkurserklärung kritisierte, implizit unterstellte Hyperrationalitätsannahme aufzubrechen, die auch Bestandteil der im vierten Kapitel beschriebenen Mikrostrukturmodelle war.<sup>204</sup> Dieser Komplexität der zuvor diskutierten Ansätze zur Ableitung von Wirkungskanälen von sterilisierten Devisenmarktinterventionen im Mikrostruktursatz war es schließlich auch geschuldet, daß eine modelltheoretische Überprüfung lediglich indirekte Schlüsse auf deren Effektivität zuließ, wie z.B. im Interdealer-Modell nach Evans und Lyons (2001) in Bezug auf den Portfolio-Balance-Kanal. Außerdem besitzt der Koordinationskanal den konzeptionellen Vorteil, daß die Grundidee der Transmission über diesen Kanal an empirisch belegten Charakte-

<sup>204</sup> Allein das Prinzip der sequentiellen Rationalität stellt in diesem Zusammenhang eine Rationalitätsanforderung an die Marktteilnehmer, die selbst einen mathematisch begabten und ökonomisch ausgebildeten Akteur zwangsläufig überfordert.

ristika der Praxis des Devisenhandels, nämlich der Interaktion zwischen charttechnisch und fundamentalwertorientiert agierenden Devisenhändlern, festgemacht wird. Demgegenüber stellt selbst die modifizierte Signalling-Hypothese nach Vittale (1999), trotz des unbestreitbaren Fortschritts ggü. der Originalidee von Mussa (1981), ein sehr vages und abstraktes Konstrukt dar, da keine eindeutigen Belege in Form von Befragungsergebnissen oder empirischen Studien existieren, die eine Beeinflussung der Erwartungsbildung der Devisenmarktakteure durch die Interventionstätigkeit von Notenbanken nachweisen. Insofern stellt der Koordinationskanal eine konzeptionelle Revolution im Bereich der möglichen Wirkungskanäle (sterilisierter) Devisenmarktinterventionen dar.

Abgesehen von diesen theoretischen Aspekten eröffnet die Modellierung von Reitz und Taylor (2006) auch im Hinblick auf die ökonometrische Überprüfung der Effektivität von Devisenmarktinterventionen Möglichkeiten im Hinblick auf die Überprüfung der qualitativen und der quantitativen Beeinflussung des Wechselkurses durch Devisenmarktinterventionen. Nicht zuletzt in Bezug auf die Implementierung von nicht zeitstetigen Daten in eine Regressionsanalyse, stellt die STR- bzw. STAR-GARCH-Modellierung der vorgestellten Studien einen wesentlichen Beitrag zur verbesserten Nutzung dar. Die schon theoretisch im Koordinationskanal verankerte und über diese Modellklasse ökonometrisch umgesetzte nicht-lineare Struktur der Wirkung von Devisenmarktinterventionen auf den Wechselkurs ermöglicht es überdies, eine auf mikrostruktureller Ebene motivierte Wechselkursdynamik empirisch mit Datensätzen zu überprüfen, die weder kaum verfügbare Auftragsflußdaten des direkten oder brokergestützten Interdealer-Handels erfordern, noch auf wenig aussagekräftige Proxyvariablen zurückgreifen müssen. Dieses Datenproblem vieler zuvor erwähnter ökonometrischer Studien zur Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen kann somit im Rahmen der Überprüfung des Koordinationskanals umgangen werden. Dies gilt auch für den betrachteten Zeitrahmen, den die Untersuchung umfaßt, der bei einigen Verfahren wie z.B. den ausgiebig diskutierten Ereignisstudien per Definition zu gering ist, um belastbare Aussagen bezüglich der Effektivität einer Interventionsmaßnahme treffen zu können. Denn die inhärente Struktur der STAR-GARCH-Modellierung erfordert nicht nur eine ausreichend lange Zeitreihe zur Ableitung, sondern impliziert auch eine zeitpersistente Wirkung der abgeleiteten Parameter.

Zusammenfassend kann somit geschlossen werden, daß der Koordinationskanal als der vielversprechendste Wirkungskanal in Bezug auf eine effektive Beeinflussung der Wechselkursentwicklung anzusehen ist. Die Tatsache, daß dieser Wirkungskanal im Gegensatz zu den zuvor diskutierten Ansätzen explizit auf einer mikrostrukturellen Fundierung aufbaut, untermauert die Bedeutung des Mikrostrukturansatzes für das Verständnis der Wechselkursentwicklung im Allgemeinen und für die Analyse von Devisenmarktinterventionen im Besonderen und stellt gleichzeitig einen theoretischen Beleg für die in der (Arbeits-)Hypothese 2 implizierten Vermutung dar, daß sterilisierte Devisenmarktinterventionen sehr wohl ein effektives wirtschaftspolitisches Instrument darstellen können. Dennoch weisen einige Ergebnisse der ökonometrischen Untersuchungen – wie z.B. das von Reitz und Taylor (2006) dokumentierte Ergebnis der Schätzung für die Bundesbankinterventionen im

DM/US-Dollar-Markt – darauf hin, daß der Koordinationskanal zumindest unter bestimmten Umständen nicht uneingeschränkt wirksam zu sein scheint. Ein möglicher Erklärungsansatz hierfür kann aus den nachfolgenden Überlegungen abgeleitet werden.

## 5.3 Nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen im Mikrostrukturansatz

Ein weiterer bemerkenswerter Aspekt des Koordinationskanals besteht darin, daß dieser Wirkungskanal im Gegensatz zu den beiden anderen in diesem Kapitel diskutierten Kanälen weder theoretisch noch konzeptionell an die Sterilisationsprämissen gebunden ist. Obwohl selbst Reitz und Taylor (2006) den Koordinationskanal in der Tradition der sterilisierten Devisenmarktinterventionen sehen, existiert weder in der Grundidee noch in der theoretischen Modellierung eine Restriktion, die die koordinierende Wirkung auf sterilisierte Devisenmarktinterventionen beschränkt. Abschließend soll daher diskutiert werden, wie sich eine Aufhebung der Annahme vollständig sterilisierter Devisenmarktinterventionen als wirtschaftspolitisches Instrument zur Wechselkursbeeinflussung im Rahmen einer mikrostrukturellen Modellierung der Wechselkursentwicklung auswirken kann.

### 5.3.1 Das Sterilisationsproblem

Die Tendenz wissenschaftlicher Analysen zum Thema Effektivität von Devisenmarktinterventionen nahezu ausschließlich auf sterilisierte Devisenmarktinterventionen zu fokussieren beruht hauptsächlich auf der Überzeugung, daß die wichtigsten Notenbanken in Systemen flexibler Wechselkurse die geldpolitischen Effekt der Interventionsmaßnahmen in der Regel sterilisieren. Als Begründung hierfür wird dabei oftmals auf die Aussagen der Notenbanken selbst verwiesen, daß ihre Interventionsmaßnahmen sterilisiert wurden bzw. daß sie von einer vollkommenen Sterilisation der Interventionstätigkeit anderer Notenbanken ausgehen (Neely, 2008).

Tatsächlich wird in der Literatur zur Analyse von Devisenmarktinterventionen die Sterilisationsprämissen kaum hinterfragt. Dabei lassen sich zwei Hauptargumente – ein theoretisches und ein praktisches – anführen, die die Reduktion der wissenschaftlichen Analyse auf sterilisierte Devisenmarktinterventionen erklären. Aus theoretischer Sicht kann angenommen werden, daß eine nicht sterilisierte Devisenmarktintervention aufgrund ihrer Geldmengenwirkung über die im Dritten Kapitel erläuterten monetären Wirkungskanäle immer effektiv im Sinne der Definition in Kapitel Zwei ist, wodurch eine tiefergehende Auseinandersetzung mit dieser Art der Intervention obsolet wird. Aus praktischen Erwägungen wiederum bietet es sich an, an der These der vollständigen Sterilisation von Devisenmarktinterventionen fest-

zuhalten, um bei einer Analyse der Effektivität von Interventionen ausschließlich auf die Wirkungen am Devisenmarkt abzustellen.<sup>205</sup>

Einen empirischen Beleg für die Richtigkeit dieser These findet sich allerdings weder in den theoretisch noch in den empirisch motivierten Studien zur Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen auf mikrostruktureller Basis. Die wenigen existierenden Studien über den Sterilisationsgrad der Interventionsmaßnahmen der jeweiligen monetären Entscheidungsträger für die wichtigsten freifloatenden Währungen sind auf makroökonomischer Ebene konzipiert worden und mit wenigen Ausnahmen Bestandteil einer Analyse der allgemeinen geldpolitischen Strategie der betreffenden Notenbank. D.h., in diesen Arbeiten wird die Bedeutung der Interventionsmaßnahmen auf die Wechselkursentwicklung entweder gar nicht oder allenfalls am Rande diskutiert.

Ein Grund für die geringe Beachtung der Sterilisationsproblematik auch aus empirischer Sicht besteht in der Schwierigkeit bei der hierzu erforderlichen Datenerhebung. Insbesondere kann in diesem Zusammenhang keine eindeutige Zuordnung bspw. einer heimischen Offenmarktoperation zu einer geldmengenwirksamen Interventionsoperation erfolgen, was der idealtypischen Vorstellung einer Sterilisationsmaßnahme entspricht. In der Realität lässt sich aus den öffentlich verfügbaren Bilanzdaten der Notenbanken allenfalls indirekt auf derartige Zusammenhänge schließen. Die typische Vorgehensweise, um den allgemeinen Sterilisationsgrad in empirischen Studien zu bestimmen, besteht folglich darin, auf die Veränderung der Geldbasis abzustellen und einen Zusammenhang zwischen bestimmten Komponenten der Geldbasis und der Devisenmarktinterventionstätigkeit aufzuzeigen. So leitet Obstfeld (1983) den Sterilisationsgrad von Devisenmarktinterventionen über die Schätzung einer Reaktionsfunktion ab, wobei er die Veränderung der inländischen Kreditbereitstellung  $DC$  der Bundesbank als abhängige Variable definiert. Sie setzt sich zusammen aus der Veränderung des inländischen Wertpapierbestandes der Bundesbank  $\Delta D_t$  und der Veränderung des Mindestreservesatzes für inländische Geschäftsbanken  $\Delta MR_t$ , die mit dem Geldmengenaggregat  $M3$  multipliziert wird.

$$\Delta DC_t = \Delta D_t - \Delta MR_t \cdot M3_{t-1} \quad (5.69)$$

Über Gleichung (5.69) wird die inländische Kreditbereitstellung als eine Variable definiert, die die tatsächliche geldpolitische Aktivität der Bundesbank in Bezug auf das wichtigste geldpolitische Instrumentarium widerspiegelt, nämlich die Transaktionen mit den inländischen Geschäftsbanken. Diese wurden maßgeblich über die Diskont- und Lombardgeschäfte sowie die Offenmarktoperationen beeinflusst, wobei aber nur Letztere von der Bundesbank initiiert wurden.<sup>206</sup> Die im Rahmen dieser Geschäfte durchgeführten Transaktionen stellten den privaten Kreditinstituten liquide Mittel in Form von Zentralbankgeld (also Bargeld oder Kontokorrentgutschrif-

<sup>205</sup> Zur Problematik der Interpretation des Begriffs der Effektivität bei der Analyse von nicht sterilisierten Interventionen sei auf die Ausführungen in Kapitel Zwei verwiesen.

<sup>206</sup> Die Diskont- und Lombardgeschäfte entsprachen im Wesentlichen den heutigen Hauptfinanzierungs- bzw. Spaltenfinanzierungsgeschäften bei der EZB und wurden analog über die jeweiligen Zinssätze von der Bundesbank gesteuert.

ten bei der Bundesbank) im Austausch zu inländischen Wertpapieren zur Verfügung und beeinflußten so den Bestand an inländischen Wertpapieren  $D_t$ . Ein Teil dieser den inländischen Geschäftsbanken zur Verfügung stehenden Liquidität, die diese zur Kreditvergabe (und damit zur Geldschöpfung) nutzen konnten, war jedoch durch die Mindestreservepflicht gebunden. Diese stellte – zumindest im bei Obstfeld (1983) betrachteten Zeitraum von Januar 1975 bis Dezember 1981 – ein eigenständiges geldpolitisches Instrument dar. Aus diesem Grund sollte das tatsächlich in einer Periode  $t$  zur Verfügung gestellte Kreditangebot von einer Veränderung der Mindestreserve zwar beeinflußt werden, dieser Effekt aber in Bezug auf die zentrale Fragestellung von Obstfeld (1983) korrigiert werden. Die Korrektur dieses Effektes über den letzten Term auf der rechten Seite von Gleichung (5.69) erlaubt somit, aus der Veränderung des Wertpapierbestands der Bundesbank zu einem Zeitpunkt  $t$  die Nettokreditvergabe an die Geschäftsbanken zur zusätzlichen Geldschöpfung in dieser Periode – unabhängig von einer eventuell parallel durchgeführten Mindestreserveanpassung – zu bestimmen.<sup>207</sup> Hierauf aufbauend schätzt Obstfeld (1983) folgende Reaktionsfunktion für die Geldpolitik der Bundesbank:

$$\Delta DC_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta NFA_t + \beta_2 \cdot y_t + \beta_3 \cdot \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.70)$$

Die Veränderung des heimischen Nettokreditangebots wird dabei in Abhängigkeit von der Outputlücke  $y_t$  (also der Differenz zwischen tatsächlichem Outputniveau und dem langfristigen Outputpotential), der Inflationsentwicklung  $\pi_{t-1}$  sowie der Nettoauslandsposition der Bundesbank  $\Delta NFA_t$  in der Schätzgleichung (5.70) modelliert. Während sowohl die Outputlücke als auch die Inflationsentwicklung zu den typischen Zielvariablen der Geldpolitik zählen, bedarf die Berücksichtigung der Nettoauslandsposition in der Reaktionsfunktion einer Erklärung.<sup>208</sup> Eine Komponente der Nettoauslandsposition sind neben den Goldreserven und den Sonderziehungsrechten auch die Devisenreserven der Bundesbank, so daß eine Devisenmarktintervention potentiell zu einer Veränderung dieser Bilanzposition  $\Delta NFA_t \neq 0$  führte. Devisenmarktinterventionen hatten dabei zwar keinen unmittelbaren Einfluß auf die Inlandskreditvergabe  $DC_t$ , sie erhöhten jedoch tendenziell die im Umlauf befindliche Zentralbankgeldmenge und damit die Geldbasis. Eine Sterilisation dieses Geldmengeneffektes konnte jedoch über eine entsprechende Anpassung des heimischen Kreditangebots im Rahmen der geldpolitischen Steuerung der Zentralbank durchgeführt werden. Geht man nun, wie u.a. auch Obstfeld (1983) davon aus, daß eine Veränderung der Nettoauslandsposition nur durch Devisenmarktinterventionen zustande kommen konnte, dann kann in Gleichung (5.70) der Sterilisationsgrad der

<sup>207</sup> Die Mindestreserveverfüllungsvorschrift orientierte sich in Deutschland bis 1999 an der Kreditschöpfung der Geschäftsbanken, so daß eine Anpassung der Reservequote  $MR_t - MR_{t-1} \neq 0$  zu einer Veränderung der Reservehaltung führt. Der Gesamteffekt einer derartigen Anpassung auf  $\Delta DC_t$  entspricht dabei der Differenz aus neuer und alter Reservequote multipliziert mit dem ausstehenden Gesamtkreditvolumen in der BRD, das durch das Geldmengenaggregat M3 approximiert werden kann.

<sup>208</sup> In Bezug auf die Bundesbank, die bekanntlich keinen offiziellen Auftrag zur konjunkturpolitischen Unterstützung besaß, erscheint die Berücksichtigung der Outputlücke jedoch durchaus fragwürdig zu sein.

Interventionsmaßnahmen der Bundesbank über die Schätzung des Parameters  $\beta_1$  bestimmt werden. Ein Wert von  $\beta_1 = -1$  entspricht dabei einer vollständigen Sterilisation der Interventionen der Bundesbank im betrachteten Zeitraum, da der komplette Geldmengeneffekt der damit verbundenen Veränderung der Nettoauslandsposition durch eine entgegengesetzte und volumenmäßig entsprechende, heimische Kreditangebotsanpassung innerhalb der jeweiligen Periode  $t$  neutralisiert würde. Die Ergebnisse weisen für die Bundesbank auf eine vollständige Sterilisation hin, da von Obstfeld (1983) die Hypothese  $\beta_1 = -1$  sowohl für den Gesamtzeitraum von 1975 bis 1981 als auch für verschiedene Teilperioden nicht abgelehnt werden kann.<sup>209</sup>

Aufbauend auf diesen Überlegungen sind in den 80er Jahren weitere Studien zur Sterilisationspolitik in Deutschland wie z.B. von Gaiotti und Micossi (1989) zu dem Ergebnis gekommen, daß Devisenmarktinterventionen auch im Zeitraum bis 1987 vollständig sterilisiert wurden. Obwohl diese Ergebnisse auf den ersten Blick die in der Literatur postulierte These der vollständigen Sterilisation von Devisenmarktinterventionen empirisch zu bestätigen scheinen, lassen die Studien in Wirklichkeit nur einen sehr bedingten Rückschluß auf die allgemeine Tendenz zur Sterilisation zu, weil:

1. in der Hauptsache Studien zur Sterilisationsneigung der Bundesbank und einige wenige Studien zur Sterilisationsneigung der japanischen Zentralbank (BoJ) existieren,
2. keine vergleichbaren Studien für die USA durchgeführt worden sind,
3. nahezu alle empirischen Studien nicht über das Jahr 1988 hinausgehen und
4. nicht die tatsächliche Interventionshöhe, sondern die Veränderung der Nettoauslandsposition in der Reaktionsfunktion berücksichtigt wird.

Während die Punkte (1-3) die Gültigkeit der Sterilisationsprämissen eindeutig in Frage stellen, zeigt der letzte Punkt eine augenscheinliche konzeptionelle Schwäche aller empirischer Studien in Bezug auf die Sterilisation von Devisenmarktinterventionen auf, die nicht auf tatsächliche Interventionsdaten zurückgreifen konnten.<sup>210</sup> Die Approximation des Interventionsvolumens über die Veränderung der Nettoauslandsposition stellt zwar im Hinblick auf die Verfügbarkeit sowie die Beschaffenheit des Datenmaterials eine elegante Lösung für das Datenproblem dar.<sup>211</sup> Andererseits ist es äußerst fraglich, in welchem Umfang die Veränderung der Nettoauslandsposition selbst in einer Periode signifikanter Interventionstätigkeit am Devisenmarkt mit dem (Netto-)Interventionsvolumen gleichgesetzt werden kann. Da in der Nettoauslandsposition neben den – durch eine Intervention tatsächlich beeinflußten –

<sup>209</sup> Ebenso wurden die Parameter  $\beta_2$  und  $\beta_3$  statistisch signifikant positiv bzw. negativ geschätzt und entsprechen damit den theoretischen Erwartungen.

<sup>210</sup> Die Veröffentlichung der tatsächlichen Interventionsdaten erfolgte für die wichtigsten Länder sukzessive erst seit Mitte der 1990er Jahre, so daß frühere empirische Studien Daten bezüglich der Interventionstätigkeit von Zentralbanken nur auf Basis von Proxyvariablen auswerten konnten.

<sup>211</sup> Ein nicht zu unterschätzender Vorteil der Verwendung von  $\Delta NFA_t$  als Proxy für die Interventionstätigkeit besteht darin, daß  $\Delta NFA_t$  im Gegensatz zu den tatsächlichen Interventionsdaten eine stetige Zeitreihe generiert, die nur zum Interventionszeitpunkt von Null abweichen und daher in einer Regressionsschätzung üblicherweise nur als Dummyvariable modelliert werden können.

Devisenreserven z.B. auch die Goldreserven enthalten sind, kann  $\Delta NFA_t$  potentiell durch Effekte beeinflußt werden, die in keiner Weise ursächlich auf die Devisenmarktinterventionstätigkeit zurückzuführen sind. Selbst wenn anstelle der Nettoauslandsposition in Gleichung (5.70) lediglich auf die Veränderung der Devisenreserven  $\Delta DR_t$  abgestellt wird, kann der grundlegenden Problematik nicht entscheidend entgegengetreten werden.<sup>212</sup>

Dies wurde etwa von Neely (2000a) empirisch belegt, der den Korrelationskoeffizient zwischen  $\Delta DR_t$  und dem tatsächlichen Interventionsvolumen für die Bundesbank, die Fed, und die SNB ermittelt hat. Die Betrachtung erfolgt dabei separat für alle drei Notenbanken, so daß der Analysezeitraum von Land zu Land differiert. Für die Bundesbank wird die Entwicklung der Devisenreserven und der tatsächlichen Interventionsvolumina im DM/US-Dollar Markt aggregiert auf Monatsebene in einem Zeitraum von Januar 1976 bis Dezember 1996 betrachtet, während der Zeitraum für die Fed April 1973 bis Dezember 1998 umfasst und für die SNB Januar 1985 bis Dezember 1996.<sup>213</sup> Unabhängig von den unterschiedlichen Zeiträumen wird in den Datenreihen für alle drei Notenbanken jeweils die Zeit der größten Interventionsstärke in den betreffenden Währungssegmenten abgedeckt.<sup>214</sup>

Die Ermittlung der Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen für die jeweiligen Notenbanken erfolgt mit Hilfe einer rollierenden Regression über ein Zeitfenster von vier Jahren, wobei sowohl potentielle saisonale Effekte als auch Bewertungsanpassungen in Bezug auf die Entwicklung der Währungsreserven über entsprechende Alternativszenarien zusätzlich berücksichtigt werden. Entgegen der allgemeinen Erwartung erweisen sich dabei die geschätzten Korrelationsbeziehungen für alle drei Notenbanken im Mittel als verhältnismäßig niedrig. So wird für die Fed ein mittlerer Korrelationskoeffizient von 0,423 festgestellt, während diese für die Bundesbank mit 0,273 und für die SNB mit 0,218 sogar noch deutlich darunter liegen.<sup>215</sup> Das Ergebnis dieser Studie für die Bundesbank vergegenwärtigt eindrucksvoll die in Punkt vier aufgeworfene Problematik bei der Interpretation empirischer Studien auf Basis von Proxyvariablen im Allgemeinen und der Interpretation der Ergebnisse der Obstfeld-Studie im Hinblick auf die Sterilisationsneigung von Devisenmarktinterventionen der Bundesbank im Besonderen. Obwohl auch die Studie von Neely (2000a) offenbart, daß die Korrelation zumindest im von Obst-

<sup>212</sup> Eine Veränderung sowohl der Devisenreserven als auch der Nettoauslandsposition wird z.B. durch den Zufluß von Zinserträgen auf in ausländischer Währung fakturierten Aktiva begründet. Diese Veränderung kann somit nicht einer Devisenmarktintervention zugeordnet werden.

<sup>213</sup> Da die Interventionsdaten auf Tagesebene, die Devisenreserven jedoch nur auf Monatsebene als Datenreihe zur Verfügung stehen, erfolgt ebenfalls eine Aggregation der Interventionsdaten auf Monatsebene für die Interventionen der Fed und der SNB.

<sup>214</sup> Die Interventionsdaten für die SNB enthalten die Interventionen im CHF/DM und CHF/US-Dollar Segment, während die Daten für Fed alle Währungspaare umfaßt, in denen die Fed im betreffenden Zeitraum interveniert hat.

<sup>215</sup> Alle drei Korrelationskoeffizienten beziehen sich auf den Durchschnitt der Schätzung aus den rollierenden Fenstern über die gesamte jeweils betrachtete Zeitperiode. Von den insgesamt jeweils sechs verschiedenen Varianten der Korrelationsschätzung, die z.B. saisonale Effekte oder potentiell verzerrende Ereignisse wie Neubewertungen im EWS-System unterschiedlich berücksichtigen, stellen die angegebenen Koeffizienten den höchsten beobachteten Wert dar.

feld (1983) betrachteten Zeitraum (zwischen 1980 und 1981, die Vorperioden bleiben aufgrund des Vierjahreszeitraums des Datenfensters der rollierenden Regression unberücksichtigt) deutlich stärker war – sie schwankte in diesem Zeitraum zwischen 0,5 und 0,6 und lag zwischen Dezember 1981 und Anfang 1993 meistens noch leicht darüber – ändert dies nichts an der rein qualitativen Aussagefähigkeit der Beobachtung von  $\beta_1 = -1$  in Bezug auf den Sterilisationsgrad. Dies gilt nicht zuletzt auch deswegen, weil in Gleichung (5.70) die Veränderung der Nettoauslandsposition berücksichtigt wird, die – aus oben beschriebenen Gründen – eine noch schlechtere Approximation an die tatsächliche Interventionstätigkeit darstellt als die Veränderung der Devisenreserven.

Ein weiterer kritischer Aspekt von Studien nach dem Vorbild von Obstfeld (1983) betrifft die konzeptionelle Struktur der Schätzung hinsichtlich des Zeithorizonts einer möglichen Sterilisation. Regressionsgleichung (5.70) im Zusammenhang mit Gleichung (5.69) impliziert dabei lediglich, daß die Geldmengenwirkung der Intervention innerhalb einer Periode durch Geldmarktoperationen zwischen der Zentralbank und den Geschäftsbanken neutralisiert wird und sich somit der Bestand an inländischen Aktiva in der Zentralbankbilanz  $D_t$  anpaßt. In dieser Gleichung wird jedoch nichts über die Laufzeit bzw. Art der gehandelten Aktiva ausgesagt. D.h., aus der Veränderung des Bestands an inländischen Aktiva in der Zentralbankbilanz infolge einer Devisenmarktoperation kann nicht geschlossen werden, ob eine Sterilisationsmaßnahme über einen eher kurzfristig orientierten An- oder Verkauf von inländischen Wertpapieren (mit einer Laufzeit von wenigen Tagen) oder über ein längerfristiges Wertpapiergehäft (mit einer Laufzeit von mehreren Monaten) durchgeführt wurde. Auf die Bedeutung der Fristigkeit der Geldmarktoperationen für die Überprüfung des Sterilisationsgrades in Bezug auf die Bundesbank weist dabei von Hagen (1989) hin. Grundsätzlich konnte von Hagen (1989) zufolge zwischen Maßnahmen mit dem Ziel der kurzfristigen Liquiditätssteuerung – z.B. über sog. Wertpapierpensionsgeschäfte – und den hauptsächlich über die Vergabe von Diskontkrediten – deren Laufzeit auf drei Monate beschränkt war – gesteuerten, langfristig orientierten geldpolitischen Operationen zur Erreichung der geldpolitischen Hauptziele im Rahmen der sog. Geldmengensteuerungspolitik der Bundesbank unterschieden werden. Entscheidend war in diesem Zusammenhang, daß die erstgenannten Maßnahmen im Gegensatz zu den Diskontgeschäften üblicherweise nicht revolvieren, sondern nach Ablauf der Fristigkeit (von max. 30 Tagen) ausgeliefert sind. Im Zusammenhang mit der Sterilisation von Devisenmarktinterventionen stellte sich somit die Frage, ob für die Neutralisierung des geldpolitischen Effektes von Seiten der Bundesbank auf kurzfristige oder auf längerfristige Geldmarktoperationen zurückgegriffen wurde.

So argumentiert von Hagen (1989), daß die Bundesbank grundsätzlich das Ziel verfolgte, die geldpolitische Wirkung ihrer Devisenmarktinterventionen zu sterilisieren, hierzu aber eine zweistufige Strategie anwandte. Werden demnach im Rahmen einer Devisenmarktintervention z.B. ausländische Aktiva erworben ( $\Delta DR_t > 0$ ), so könnte die zur Finanzierung des Devisenankaufs in Umlauf gebrachte Zentralbankgeldmenge unmittelbar danach über eine entgegengesetzte Geldmarktoperation vollständig sterilisiert werden – was der ersten Stufe des Sterilisationsprozesses ent-

spräche. Diese einmalige Reduktion der kurzfristigen Liquidität für die Geschäftsbanken führt zu einer Senkung des Bestands an inländischen Aktiva  $\Delta D_t < 0$  und wird somit in der Regressionsgleichung (5.70) entsprechend erfaßt. Das Problem ist aber, daß nach Ablauf der Fristigkeit des betreffenden Wertpapierpensionsgeschäfts – also spätestens 30 Tage nach der Sterilisation – die Wertpapiere an die Zentralbank zurückgegeben werden. Dadurch steigt der Bestand an inländischen Assets in der Zentralbankbilanz auf den ursprünglichen Wert vor der Intervention, der Bestand an Devisenreserven bleibt jedoch c.p. unverändert. Im Endergebnis wird somit zwar eine (sehr kurzfristige) Sterilisation der Devisenmarktintervention erreicht, spätestens einen Monat nach der sterilisierenden Offenmarktoperation schlägt jedoch – wenn keine neuerliche Sterilisationsmaßnahme ergriffen wird – der geldmengenwirksame Effekt wieder durch. Diese Entwicklung kann aber über die Regressionsgleichung (5.70) nicht erfasst werden, so daß sich die bei Obstfeld (1983) abgeleitete Prämisse der vollständigen Sterilisation als Trugschluß erweisen würde. Wenn die Bundesbank die geldmengenverändernde Wirkung ihrer Intervention dauerhaft beseitigen möchte, stehen ihr dazu nur eine erneute Offenmarktoperation am Geldmarkt, eine längerfristige (und evtl. revolvierend geplante) Operation z.B. über ein Diskontgeschäft, eine entgegengesetzte Devisenmarktintervention oder auch eine Kombination aus den zuvor genannten Varianten zur Verfügung.

Gemäß von Hagen (1989) bediente sich die Bundesbank in den 1980er Jahren einer Kombination der verschiedenen Sterilisationsinstrumente zur dauerhaften Sterilisation des Geldmengeneffektes ihrer Devisenmarktinterventionen. Im Rahmen dieser zweiten Stufe der Sterilisationsstrategie der Bundesbank wurde demnach eine graduelle Anpassung der Zusammensetzung der Geldbasis dahingehend angestrebt, daß langfristig entweder der Bestand an Devisenreserven auf das Ursprungsniveau zurückgeführt wurde, oder aber die erhöhte Reservehaltung über eine volumenmäßig entsprechende Senkung des Bestands an langfristigen oder revolvierend ausgegebenen inländischen Wertpapieren kompensiert wurde. In der Zeit zwischen der Interventionsmaßnahme und der Realisation des angestrebten Endzustands wurde die Sterilisation über diskretionäre, kurzfristige geldpolitische Maßnahmen erreicht. Dieses Vorgehen erlaubte es der Bundesbank somit, sowohl eine kurz-, als auch eine langfristige Sterilisation ihrer Devisenmarktinterventionen zu realisieren, ohne unmittelbar hierzu auf die – für die langfristige Steuerung der Geldmenge bedeutsameren – Diskontkredite an die Geschäftsbanken zurückzugreifen.<sup>216</sup>

Unter Berücksichtigung dieser zweistufigen Sterilisationsstrategie der Bundesbank erscheint eine Regressionsanalyse gemäß Gleichung (5.70) zur Überprüfung des Sterilisationsgrades von Devisenmarktinterventionen unzureichend zu sein, weil hierdurch lediglich die erste Stufe des Sterilisationsprozesses erfaßt wird. Aussagen über den Erfolg der Sterilisationsmaßnahmen über den jeweils betrachteten Monat  $t$  hinaus lassen sich dagegen im Rahmen des ökonometrischen Modells von Obstfeld (1983) nicht ableiten. Dieser Problematik begegnet von Hagen (1989), indem er die beiden Stufen der Sterilisationsstrategie separat empirisch untersucht. Hierzu stellt er zunächst auf den kurzfristig orientierten Sterilisationseffekt in der er-

<sup>216</sup> Genauer gesagt steuerte die Bundesbank die Geldmenge über die Zinspolitik im Rahmen ihrer Diskontgeschäfte, also dem Diskontsatz.

sten Stufe ab, den er als „Transitorischen Sterilisationseffekt“ bezeichnet und über die Veränderung der kurzfristigen Geldmarktoperationen der Zentralbank  $\Delta T$  definiert.<sup>217</sup> Das entsprechende Regressionsmodell zur Ableitung der Reaktionsfunktion für die transitorische Sterilisationspolitik ergibt sich dabei durch:

$$\Delta T_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_{1,i} \Delta T_{t-i} + \alpha_{1,12} \cdot \Delta T_{t-12} + \beta_1 \cdot \Delta IRD_t + \gamma_1 \cdot \Delta IRE_t + \varepsilon_t \quad (5.71)$$

Die Gleichung (5.71) beschreibt demnach ein autoregressives Modell der kurzfristigen Geldmarktsteuerung.<sup>218</sup> Zur Erfassung der Interventionstätigkeit wird im Gegensatz zu Obstfeld (1983) nicht auf die Veränderung der Nettoauslandsposition, sondern auf die Veränderung der Währungsreserven abgestellt. Zusätzlich differenziert von Hagen (1989) in diesem Zusammenhang zwischen der Reserveveränderung durch Operationen im US-Dollar Markt ( $\Delta IRD_t$ ) und denjenigen, die im EWS durchgeführt worden sind,  $\Delta IRE_t$ .<sup>219</sup> Eine Überprüfung der „Transitorischen Sterilisationspolitik“ erfolgt somit in diesem Regressionsmodell über das Testen der Nullhypothese  $H_0^T$ :  $\beta_1 = -1 \wedge \gamma_1 = -1$ . In diesem Fall würden Interventionsmaßnahmen (bzw. die als Proxy verwandten Veränderungsraten der Währungsreserven im jeweiligen Währungssegment) eine sofortige und volumenmäßig entsprechende Anpassung der kurzfristigen Geldmarktoperationen der Zentralbank nach sich ziehen.

Die empirische Überprüfung der zweiten Stufe der Sterilisationspolitik, der sog. „Permanenten Sterilisationskomponente“ der Bundesbank, muß dagegen, den Vorerülegungen folgend, an der gesamten Geldbasis  $B$  orientiert sein. In Anlehnung an das Regressionsmodell zur Prüfung der transitorischen Komponente geht von Hagen (1989) dabei ebenfalls von einer potentiell autoregressiven Beziehung in Bezug auf die abhängige Variable aber auch in Bezug auf die Veränderung der Währungsreserven für den Dollar- und den EWS-Währungsraum aus.<sup>220</sup> Das allgemeine Modell für die permanente Sterilisationskomponente entspricht daher:

---

<sup>217</sup> Zur Berechnung von  $T_t$  verwendet von Hagen (1989) die im Monatsbericht der Bundesbank ausgewiesene „Bilanz der kurzfristigen Unterstützungsmaßnahmen im Geldmarkt“ und addiert deren Volumen mit den ausstehenden Lombard-Krediten in der entsprechenden Periode.

<sup>218</sup> Die Laglänge von drei Perioden sowie die Berücksichtigung der Veränderung der kurzfristigen Geldmarkttaktik der Zentralbank im Vorjahr über  $\alpha_{1,12} \cdot \Delta T_{t-12}$  wurde dabei empirisch ermittelt und stellt keine theoretisch abgeleitete oder willkürlich gewählte Modellspezifikation dar. Grundsätzlich wurden im Rahmen des Modells auch Verzögerungen der anderen unabhängigen Variablen betrachtet, von denen aber kein signifikanter Einfluß ausging.

<sup>219</sup> Diese Aufteilung ist nicht ganz unproblematisch und geht auch nicht direkt aus den Monatsberichten der Bundesbank hervor. Ausgewiesen wurden in diesem Zusammenhang lediglich die Veränderung der Nettoforderungen an das EWS-System, was bei von Hagen (1989) mit  $\Delta IRE_t$  gleichgesetzt wurde und die Gesamtveränderung der Währungsreserven ( $\Delta IR_t$ ), so daß  $\Delta IRD_t \equiv \Delta IR - \Delta IRE_t$ .

<sup>220</sup> Ebenfalls wird hier wie in der Schätzung der transitorischen Komponente eine Bereinigung eines saisonalen Effektes über  $\delta_{1,12} \cdot \Delta B_{t-12}$  vorgenommen.

$$\begin{aligned} \Delta B_t &= \delta_0 + \sum_{j=1}^J \delta_{1,j} \Delta B_{t-j} + \\ &\delta_{1,12} \cdot \Delta B_{t-12} + \sum_{k=1}^K \phi_{1,k} \Delta IRD_{t-k} + \sum_{m=1}^M \eta_{1,m} \Delta IRE_{t-m} + \omega_t \end{aligned} \quad (5.72)$$

Im Unterschied zum transitorischen Sterilisationsmodell erwartet man bei der Schätzung von Gleichung (5.72), daß zumindest einige Verzögerungen von  $\Delta IRD_t$  und  $\Delta IRE_t$  signifikant verschieden von Null sein werden, wenn die Bundesbank – wie von von Hagen (1989) angenommen – eine graduelle Anpassung bei der Neutralisierung des interventionsbedingten Geldmengeneffektes anstrebt. Die genaue Spezifikation des Modells bezüglich der einzelnen Lag-Längen erfolgt dabei wie auch schon bei der Spezifikation von Gleichung (5.72) empirisch über die Prüfung des jeweiligen Erklärungsgehaltes. Hierbei zeigt sich, daß – wie auch schon bei der Schätzung der transitorischen Komponente – neben dem zwölften Lag auch die ersten drei Verzögerungen der Geldbasis als autoregressive Terme einen Erklärungsgehalt besitzen. Bezuglich der Verzögerungen von  $\Delta IRD_t$  und  $\Delta IRE_t$  erweist sich gemäß von Hagen (1989) die Spezifikation mit  $K = 6$  und  $M = 4$  als optimale Wahl. Ausgehend von dem so spezifizierten Regressionsmodell impliziert eine vollständige langfristige Sterilisation, daß über die Veränderungen der beiden Devisenreservenkomponenten keine Wirkung auf die Geldbasis ausgehen sollte, was über die Nullhypothese  $H_0^P : \sum_{k=1}^6 \phi_{1,k} = \sum_{m=1}^4 \eta_{1,m} = 0$  ausgedrückt und getestet werden kann.

Zur Schätzung der beiden Regressionsgleichungen (5.71) und (5.72) betrachtet von Hagen (1989) den Zeitraum von Januar 1979 bis Dezember 1989. Damit ist sein Datensample nicht nur deutlich länger, als in der Studie von Obstfeld (1983), sondern aufgrund der Berücksichtigung der Währungsreserven als Proxy für die Devisenmarktinterventionen anstelle der Nettoauslandsposition im Hinblick auf die Überprüfung des Sterilisationsgrades von Devisenmarktinterventionen auch potentiell besser geeignet. Hinzu kommt, daß im angegebenen Zeitraum auch (ex post betrachtet) die Korrelation zwischen dem Interventionsvolumen und der Veränderung der Devisenreserven mit durchschnittlich etwa 0,7 gemäß Neely (2000a) verhältnismäßig hoch ist, was die Nutzung dieses Proxys zumindest in dieser Studie durchaus legitimiert.<sup>221</sup> Aufgrund der zumindest in Regressionsgleichung (5.72) evidenten potentiellen Verletzung der Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells werden bei von Hagen (1989) beide Regressionen mit Hilfe einer Instrumentenvariablen-Schätzung durchgeführt.<sup>222</sup>

<sup>221</sup> Durch die Differenzierung zwischen EWS und Dollar-Interventionen dürfte die tatsächliche Korrelation wahrscheinlich noch höher liegen, denn bei Neely (2000a) werden die Effekte der EWS-Interventionen nur indirekt berücksichtigt (und haben dennoch zu einer deutlichen Verbesserung des Korrelationskoeffizienten geführt).

<sup>222</sup> Die Verzerrung ergibt sich über die direkte Abhängigkeit zwischen  $\Delta B_{t-1}$  und  $\Delta IRD_{t-1}$  sowie  $\Delta IRE_{t-1}$ , da die letzten beiden Bestandteile der ersten Variable sind. Insofern kann hier  $\omega_t$  nicht als unabhängig von den Regressoren angesehen werden, so daß eine OLS-Schätzung weder effiziente noch konsistente Schätzer hervorbringt. Als Instrumente im Rahmen der zur Korrek-

Bei der Schätzung der Regressionsgleichung (5.71) findet von Hagen (1989) sowohl zwischen der Veränderung der US-Dollarreserven, als auch der EWS-Reserven und der Veränderung des kurzfristigen Nettokreditangebots einen signifikant negativen Zusammenhang. Über den gesamten Zeitraum von 1979 bis 1988 weist die Parameterschätzung von  $\beta_1$  und  $\gamma_1$  darüber hinaus darauf hin, daß kurzfristig eine vollständige Sterilisation beider Interventionsarten erfolgt ist. So kann die Nullhypothese, daß beide Sterilisationsparameter gleich  $-1$  sind mit einer maximalen Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 Prozent nicht abgelehnt werden. Dies gilt auch für eine Überprüfung der einzelnen Sterilisationsparameter  $\beta_1 = -1$  und  $\gamma_1 = -1$  als Einzelhypothesen.<sup>223</sup> Daher bestätigt die Studie von von Hagen (1989), daß die Bundesbank eine transitorische Sterilisationspolitik in den 1980er Jahren erfolgreich durchgeführt hat, also kurzfristig die Geldmengeneffekte ihrer Devisenmarktoperationen vollständig neutralisieren konnte. Dieses Ergebnis deckt sich somit dahingehend mit den an Obstfeld (1983) angelehnten Studien zur Sterilisationspolitik der Bundesbank, daß eine unmittelbare Reaktion der Geldpolitik auf die Veränderung von Devisenreserven und damit eine vollständige geldpolitische Sterilisation zu beobachten war. Durch die Fokussierung der Analyse auf die kurzfristigen Geldmarktoperationen der Bundesbank als abhängiger Variablen bei von Hagen (1989) wird aber zusätzlich auch die Art der geldpolitischen Sterilisation spezifiziert. D.h., die bei Obstfeld (1983) und anderen vergleichbaren Studien gefundene Tendenz zur vollständigen Sterilisation kann im Wesentlichen auf die transitorische Sterilisationskomponente der Bundesbank zurückgeführt werden, die ebenfalls über die dort betrachtete abhängige Variable  $DC$  erfasst wurde.

Im Hinblick auf die ökonomisch relevantere Frage nach dem langfristigen Sterilisationsgrad bieten diese Studien jedoch keine Antwort. Denn durch die oben beschriebene automatische Rückführung der im Zusammenhang mit den kurzfristigen Geldmarktoperationen durchgeführten Wertpapiertransaktionen (spätestens) innerhalb der nächsten Periode  $t + 1$  wird der Effekt auf die Geldmenge durch die transitorische Sterilisation lediglich in die (nahe) Zukunft verschoben. Diese Wirkung wird jedoch im Rahmen der Regressionsgleichung (5.70) nicht berücksichtigt. Mit anderen Worten stellt die überwiegende Anzahl der empirischen Studien bezüglich des Sterilisationsgrades der Bundesbankinterventionen von 1976 bis Ende 1988 zwar einheitlich fest, daß die Bundesbank ihre Interventionsmaßnahmen am Devisenmarkt unmittelbar durch Geldmarktoperationen sterilisiert hat. Es kann aber keine Aussage darüber getroffen werden, ob infolge der Interventionsmaßnahme auch ein permanenter oder zumindest zeitweiliger Effekt (über den Monat der Interventions- und Sterilisationsmaßnahme hinaus) auf die Geldmenge eingetreten ist.

Die Ergebnisse der Schätzung der zur Beantwortung dieser Fragestellung konzipierten Regressionsgleichung (5.72) von von Hagen (1989) lassen die Hypothese der längerfristigen vollständigen Sterilisation von Devisenmarktinterventionen der Bundesbank fraglich erscheinen. So kann für den gesamten Zeitraum von

tur dieses Effektes verwendeten IV-Schätzung verwendet er die verzögerten Veränderungen der Währungsreserven.

<sup>223</sup> Die Schätzung ergibt dabei einen Wert von  $\beta_1 = -0,74$  und  $\gamma_1 = -0,82$ .

Januar 1979 bis Dezember 1988 die Nullhypothese  $H_0^P$  mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 5 Prozent abgelehnt werden. Die Summe der Parameter der verzögerten US-Dollar bzw. EWS-Interventionen (genauer gesagt ihrer jeweiligen Proxyvariablen) ist dabei jeweils positiv mit  $\sum_{k=1}^6 \phi_{1,k} = 0,22$  bzw.  $\sum_{m=1}^4 \eta_{1,m} = 0,24$ .<sup>224</sup> D.h., im Gegensatz zur transitorischen Sterilisation scheint die Bundesbank weniger erfolgreich gewesen zu sein, die permanente Sterilisation umzusetzen. Demnach hatte zumindest teilweise eine Intervention zugunsten der ausländischen Währung (zugunsten der DM) auch innerhalb der nächsten Monate infolge dieser Maßnahme einen Anstieg (eine Senkung) der Geldbasis zur Folge. Um die Robustheit dieses Resultats zu überprüfen, untersucht von Hagen (1989) zusätzlich drei separate Teilperioden innerhalb des Gesamtzeitraums. Während das Ergebnis des Gesamtzeitraums jeweils in den Teilperioden von Januar 1980 bis Dezember 1981 und Januar 1985 bis Dezember 1987 bestätigt wird, kann die Hypothese, daß die permanente Sterilisation erfolgreich durchgeführt wurde ( $H_0^P$ ) für den Zeitraum von Januar 1982 bis Dezember 1984 (auf dem 10-Prozentniveau) nicht abgelehnt werden.<sup>225</sup> Eine Erklärung für den relativen Erfolg bei der dauerhaften Sterilisation der Devisenmarktinterventionen der Bundesbank in diesem Zeitraum sieht von Hagen (1989) in der Tatsache, daß zwischen Januar 1982 und Dezember 1984 die DM gegenüber den EWS-Währungen real überbewertet, gegenüber dem US-Dollar aber zunehmend unterbewertet war. In dieser Situation ließen sich demnach (obligatorische) Interventionen zugunsten der EWS-Währungen über entgegengesetzte Interventionsmaßnahmen im US-Dollar-Währungssegment mittel- bis langfristig leicht sterilisieren, ohne auf geldpolitische Instrumente zurückgreifen zu müssen. Die Sterilisation konnte daher über die Veränderung der Zusammensetzung der Währungsreserven in der Zentralbankbilanz erreicht werden, indem US-Dollar-Reserven durch EWS-Währungen substituiert wurden.<sup>226</sup> Im Gegensatz dazu gestaltete sich in Zeiten einer gleichgerichteten Bewertung der DM gegenüber den EWS-Währungen und dem US-Dollar die langfristige Sterilisation der Interventionsmaßnahmen am Devisenmarkt ungleich schwieriger, so daß Devisenmarktinterventionen hier signifikante Geldmengeneffekte mit sich brachten.

Die Quintessenz der Untersuchung von von Hagen (1989) besteht folglich darin, daß die in der Literatur unterstellte Prämisse der vollständigen Sterilisation von Devisenmarktinterventionen zumindest für die Bundesbank in den 1980er Jahren empirisch allenfalls im Hinblick auf die kurzfristige Sterilisation durch Geldmarktoperationen belegt werden kann. Als einzige konzeptionell geeignete Studie zur Überprüfung des ökonomisch relevanteren langfristigen Sterilisationsgrades, weist sie allerdings auf eine (zumindest geringfügige) Geldmengenwirkung als Folge der Interventionstätigkeit der Bundesbank in diesem Zeitraum hin. Dies ist insofern überraschend, als die der empirischen Studie zugrunde liegende Sterilisationsstrategie der Bundesbank impliziert, daß eine vollständige Sterilisation der Interventions-

<sup>224</sup> Dabei kann die Signifikanz des ersten Terms mit 90 prozentiger Wahrscheinlichkeit und die des zweiten Terms sogar mit 95 prozentiger Wahrscheinlichkeit nicht abgelehnt werden.

<sup>225</sup> Dieselben Teilperioden wurden auch zur Überprüfung der Hypothese  $H_0^T$  herangezogen. Hier ergab sich jedoch keine erkennbare Abweichung von den Ergebnissen für das Gesamtsample.

<sup>226</sup> Diese besondere Form der Sterilisation wurde bereits in Kapitel Zwei thematisiert.

maßnahmen eigentlich immer angestrebt wurde. Daher zeigen die Ergebnisse nicht zuletzt auch, daß eine Sterilisation von Devisenmarktinterventionen in der operativen Umsetzung weitaus komplizierter ist, als dies in theoretischen Überlegungen gemeinhin angenommen wird, selbst wenn diese von der Notenbank intendiert wird. Vor diesem Hintergrund erscheint die – durch die Annahme implizierte – Fokussierung auf sterilisierte Devisenmarktinterventionen in den Mikrostrukturmodellen zur Analyse der Effektivität von Interventionsmaßnahmen durchaus problematisch.

Neben der Studie von von Hagen (1989) wurden allerdings keine vergleichbaren Untersuchungen, die auf den permanenten Sterilisationseffekt von Devisenmarktinterventionen im Allgemeinen und bei der Bundesbank im Speziellen abstellen, durchgeführt. Zu den aktuellen Untersuchungen dieser Problematik zählen u.a. die Arbeiten von Fatum und Hutchison (2005) und Watanabe und Yabu (2013), die sich alle mit der Sterilisation der japanischen Interventionen im Yen/US-Dollar-Markt von 2001 bis 2004 auseinandersetzen. Ein direkter Vergleich dieser Studien mit denen für die Bundesbank wird jedoch durch die großen institutionellen Unterschiede in Bezug auf die Durchführung von Devisenmarktinterventionen zwischen Japan und Deutschland erschwert. In Japan liegt die operative Entscheidungsbefugnis zur Durchführung von Devisenmarktinterventionen beim MoF und nicht bei der BoJ, die aber wiederum eigenständig für die geldpolitische Steuerung in Japan zuständig ist. Als Konsequenz hieraus fallen demnach potentiell die Entscheidungsträger für eine Devisenmarktintervention und die daran möglicherweise angeknüpfte Sterilisationsmaßnahme auseinander. Genauer gesagt hat eine vom MoF autorisierte Devisenmarktintervention buchhalterisch betrachtet langfristig überhaupt keinen direkten Einfluß auf die heimische Geldbasis, da die mit der Interventionsmaßnahme verbundene Transaktion außerhalb der Bilanz der BoJ abgewickelt wird.

Der Grund hierfür ist, daß das MoF zur Durchführung von Interventionsmaßnahmen auf einen speziell hierfür eingerichteten Fonds, den sog. „Foreign Exchange Fund Special Account“ (FEFSA) zurückgreifen kann (Fatum und Hutchison, 2005). Im Falle einer Interventionsmaßnahme zugunsten der ausländischen Währung – im Zeitraum von 2001 bis 2012 betraf dies ausschließlich den Ankauf von US-Dollar – emittiert das MoF hierzu (über den Fonds) sog. „Financial Bills“ (FB), auf eine Laufzeit von drei Monaten beschränkte Staatsanleihen, um den Bedarf an heimischer Währung zum Ankauf der Dollarreserven zu finanzieren (Ito, 2002). Die Höhe der zur Verfügung stehenden Volumina zur Ausgabe von FB zur Finanzierung von Devisenmarktoperationen des MoF wird dabei parlamentarisch festgelegt und stellt somit eine fiskalpolitische und keine geldpolitische Entscheidung dar. Bei der Durchführung der eigentlichen Interventionsmaßnahme werden dann die erworbenen (in US-Dollar fakturierten) Wertpapiere in das Vermögen des FEFSA übertragen und nicht in den Vermögensbestand der Notenbank integriert. Bei Fälligkeit der ausstehenden FB wiederum werden entweder neue FB revolvierend aufgelegt, wenn die ausländischen Wertpapiere dauerhaft im Bestand des FEFSA als Reserven gehalten werden sollen, oder es erfolgt ein Verkauf der erworbenen ausländischen Aktiva zur Bedienung der fälligen Inlandsverbindlichkeiten. Daher wird z.B. bei Ito (2002) von einer automatischen bzw. technischen Sterilisation der japanischen Devisenmarktinterventionen gesprochen, da der Geldmengeneffekt oh-

ne zusätzliche Maßnahmen der BoJ durch die Maßnahmen des MoF zur Finanzierung und Verwaltung des FEFSA automatisch neutralisiert wird.<sup>227</sup> Kurzfristig kann allerdings dennoch eine unvollständige Sterilisation auftreten, wenn der Zeitpunkt der Bondemission durch den FEFSA und der Durchführung der Devisenmarktintervention zeitlich auseinanderfallen.<sup>228</sup>

Vor diesem institutionellen Hintergrund analysieren Fatum und Hutchison (2005) sowie Watanabe und Yabu (2013) die Sterilisationstätigkeit in Japan. Aufgrund der beschriebenen Praxis bei der Durchführung von Devisenmarktinterventionen liegt dabei jedoch das Hauptaugenmerk nicht auf der Überprüfung der technischen Sterilisation durch das MoF, sondern auf der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Interventionstätigkeit und der geldpolitischen Reaktion der BoJ. D.h., es wird auch hier auf den kurzfristigen Sterilisationseffekt abgestellt. Daher wird sowohl von Fatum und Hutchison (2005), als auch von Watanabe und Yabu (2013) ein Regressionsmodell aufgestellt, daß im Wesentlichen eine Mischung aus der von Obstfeld (1983) verwendeten Gleichung (5.70) und der Regressionsgleichung der transitorischen Sterilisationskomponente bei von Hagen (1989) gemäß Gleichung (5.71) darstellt. Als abhängige Variable wird hierzu auf die Veränderung der Kontokorrentguthaben  $\Delta CAB_t$  der japanischen Geschäftsbanken bei der BoJ abgestellt. Diese entspricht tendenziell der Variablen  $\Delta DC$  bei Obstfeld (1983), da  $CAB$  durch alle geldpolitischen Maßnahmen der BoJ beeinflußt werden kann.<sup>229</sup> Dagegen werden ähnlich wie bei von Hagen (1989) als Regressoren nicht nur die aktuellen, sondern auch die verzögerten Interventionen und zumindest von Watanabe und Yabu (2013) auch ein autoregressiver Term  $\Delta CAB_{t-1}$  berücksichtigt. Allerdings weisen die beiden Studien zwei entscheidende Vorteile gegenüber den Regressionsmodellen bezüglich der Sterilisationstätigkeit der Bundesbank auf. Zum einen können anstelle der Proxy-Variablen die tatsächlichen Interventionsvolumina  $I_t$  in Japan verwendet werden und zum anderen stehen nicht nur diese Daten sondern auch die Daten zum  $CAB$  auf Tagesbasis zur Verfügung. Dies stellt im Vergleich zu den Bundesbankstudien einen erheblichen Fortschritt in der ökonometrischen Analyse der kurzfristigen geldpolitischen Reaktion der Notenbank auf eine Devisenmarktintervention dar. Aufbauend auf diesen Überlegungen wird das Regressionsmodell wie folgt spezifiziert:

$$\Delta CAB_t = \mu_0 + \mu_1 \Delta CAB_{t-1} + \sum_{i=0}^5 \mu_{2+i} I_{t-i} + u_t \quad (5.73)$$

Dabei bezeichnet  $u_t$  den Störterm der Regression. Grundsätzlich wird sowohl von Fatum und Hutchison (2005) als auch von Watanabe und Yabu (2013) angenommen, daß eine vollständige Sterilisation der Interventionstätigkeit vorliegt,

<sup>227</sup> Über den FEFSA verwaltet das MoF somit die Devisenreserven des Landes als eine Art Vermögensverwalter. Vgl. hierzu die Ausführungen bei Fatum und Hutchison (2005).

<sup>228</sup> Wie sowohl Fatum und Hutchison (2005) als auch Watanabe und Yabu (2013) argumentieren, ist dies auch tatsächlich der Fall.

<sup>229</sup> Wie Fatum und Hutchison (2005) argumentieren, stellt die betreffende Größe auch tatsächlich den Ankerpunkt für die geldpolitische Steuerung der BoJ im betrachteten Zeitraum dar.

wenn  $\sum_{i=0}^5 \mu_{2+i} = 0$  ist, also kein Einfluß der Intervention auf die (verzögerten) Interventionsmaßnahmen zu beobachten war. Dieser Umstand folgt aus der Tatsache, daß eine Interventionsmaßnahme zugunsten des US-Dollars – unter Berücksichtigung der zuvor erläuterten institutionellen Gegebenheiten in Japan – zu einer Erhöhung der Kontokorrentguthaben der Geschäftsbanken in Japan um  $I_t$  führen sollte, da hierüber die Abwicklung der Devisenmarkttransaktion erfolgt.<sup>230</sup> Reagiert die BoJ nicht darauf, dann müßte sich c.p. zumindest am Tag der Intervention eine Veränderung der Kontokorrentguthaben von  $\Delta CAB_t = I_t$  einstellen und folglich  $\mu_2 = 1$  sein. Wird dagegen eine vollständige kurzfristige Sterilisation vorgenommen, dann wird dieser Effekt durch entsprechende Maßnahmen der BoJ genau kompensiert. Ein positiver Parameter  $1 > \mu_2 > 0$  weist somit auf eine partielle Sterilisation hin.

Bei der Schätzung des Regressionsmodells in Gleichung (5.73) beschränken sich Fatum und Hutchison (2005), wie oben beschrieben, auf das nicht-autoregressive Modell, so daß sich ihre Schätzgleichung zu

$$\Delta CAB_t = \mu_0 + \sum_{i=0}^5 \mu_{2+i} I_{t-i} + u_t \quad (5.74)$$

vereinfacht. Die Analyse erfolgt dabei über den Zeitraum von Januar 2003 bis Ende März 2004 als OLS-Schätzung, allerdings eingeteilt in zwei Teilperioden, von denen sich die erste vom 01. Januar 2003 bis 31. Dezember 2003 und die zweite vom 01. Januar 2004 bis 31. März 2004 erstreckt.<sup>231</sup> Dabei zeigt sich, daß für beide Teilperioden der vierte und fünfte Lag der Interventionsvariablen über die Parameter  $\mu_6$  und  $\mu_7$  nicht signifikant verschieden von Null sind, so daß eine zweite Schätzung nur auf Basis der ersten drei Lags erfolgt. Obwohl der Parameter  $\mu_2$  in beiden Teilperioden mit 0,58 in der ersten und 0,30 in der zweiten Teilperiode positiv geschätzt wird, erweisen sie sich als nicht statistisch signifikant auf dem 95-Prozentniveau. In der ersten Teilperiode gilt dies auch für die verzögerten Interventionsparameter  $\mu_3$  bis  $\mu_5$ , wobei der erste und der dritte jeweils ein negatives und der zweite Parameter ein positives Vorzeichen aufweisen. In der zweiten Teilperiode dagegen sind diese drei Parameter mit  $\mu_3 = -1,17$ ,  $\mu_4 = 1,27$  sowie  $\mu_5 = -0,53$  allesamt statistisch signifikant verschieden von Null auf dem 95-Prozentniveau. Aufgrund der jeweils wechselnden Vorzeichen kann aber die verbundene Hypothese  $\sum_{i=0}^3 \mu_{2+i} = 0$  nicht abgelehnt werden. Daraus folgern Fatum und Hutchison (2005), daß tatsächlich eine vollständige kurzfristige Sterilisation der Interventionsmaßnahmen im betreffenden Zeitraum vorgelegen hat.

Zu einem entgegengesetzten Ergebnis kommen dagegen Watanabe und Yabu (2013) in ihrer Analyse des kurzfristigen Sterilisationsgrades der japanischen Interventionstätigkeit. Ein wesentlicher Unterschied in dieser Studie im Vergleich zu Fatum und Hutchison (2005) besteht jedoch – neben der bereits angesprochenen

<sup>230</sup> Dies gilt jedoch nur, wenn die vom FEFSA im Auftrag des MoF angekauften ausländischen Aktiva komplett von japanischen Geschäftsbanken bereitgestellt werden. In diesem Fall werden die Zahlungen des FEFSA in Yen an die Geschäftsbanken über die CAB abgerechnet.

<sup>231</sup> Eine Betrachtung der Gesamtperiode erfolgt allerdings nicht.

Berücksichtigung einer autoregressiven Beziehung der abhängigen Variable – darin, daß sie  $I_t$  und  $I_{t-1}$  nicht in ihrer Schätzung berücksichtigen. Dieses auf den ersten Blick überraschende Vorgehen begründen sie damit, daß die transfertechnische Abwicklung einer Devisenmarktintervention, also der Zahlungseingang auf dem Kontokorrentkonto der Geschäftsbanken bei der BoJ von Seiten des FEFSA bzw. des MoF erst zwei Handelstage nach der eigentlichen Intervention erfolgt. Daher können die ersten beiden Interventionsvariablen in Gleichung (5.73) nicht kausal der Intervention, bzw. der kurzfristigen Sterilisation dieses Effektes zugeordnet werden. Daher vereinfacht sich die Regressionsgleichung bei Watanabe und Yabu (2013) zu:

$$\Delta CAB_t = \mu_0 + \mu_1 \Delta CAB_{t-1} + \sum_{i=2}^5 \mu_{2+i} I_{t-i} + u_t \quad (5.75)$$

Abgesehen von der veränderten konzeptionellen Struktur der Regressionsgleichung betrachten Watanabe und Yabu (2013) auch einen deutlich längeren Zeitraum als Fatum und Hutchison (2005), nämlich den vom 01. Januar 1992 bis zum 03. September 2006. Auch sie nehmen allerdings eine Einteilung in zwei Teilperioden vor, die über den Stichtag 18. Dezember 2001 erfolgt.<sup>232</sup> D.h., die zweite Teilperiode umfaßt nicht nur den gesamten bei Fatum und Hutchison (2005) betrachteten Zeitraum, sondern auch zusätzlich die Interventionstätigkeit zwischen Mitte Dezember 2001 und dem 01. Januar 2003. Die OLS-Schätzung von Gleichung (5.75) ergibt dabei ebenfalls, daß die Parameter  $\mu_6$  und  $\mu_7$  in beiden Teilperioden statistisch insignifikant sind.<sup>233</sup> Während jedoch für die erste Teilperiode auch  $\mu_4 = 0,018$  nicht signifikant ist, wird für die zweite Teilperiode ein Wert von  $\mu_4 = 0,547$  ermittelt, der auf dem 99-Prozentniveau signifikant verschieden von Null ist. An diesem grundsätzlichen Ergebnis ändert sich auch dann nichts, wenn das Modell wie von Fatum und Hutchison (2005) ohne den autoregressiven Term  $\mu_1 \Delta CAB_{t-1}$  geschätzt wird, selbst wenn die Parameterschätzung hier  $\mu_4 = 0,389$  für die zweite Teilperiode ergibt, was einen etwas geringerer Einfluß der Intervention auf die Kontokorrentguthaben der Geschäftsbanken bedeutet. Sogar wenn man von dem kleineren dieser beiden Werte ausgeht, bedeutet dies aber, daß fast 39 Prozent der durch die Intervention in Umlauf gebrachten Yen im Zeitraum zwischen dem 19. Januar 2001 und dem 03. September 2006 nicht kurzfristig sterilisiert worden sind. Eine rollierende Regression bei Watanabe und Yabu (2013) zeigt darüber hinaus, daß dieser Wert im von Fatum und Hutchison (2005) betrachteten Zeitraum kontinuierlich über 0,4 und zumindest zeitweise – von Januar bis Juni 2003 – sogar über 0,6 lag. Dieses Ergebnis steht somit im Widerspruch zu der Prämisse, daß alle Devisenmarktinterventionen auch kurzfristig vollständig sterilisiert werden. So zeigen Watanabe und Yabu (2013) in weitergehenden empirischen Untersuchungen, daß der durch eine Intervention zugunsten des US-Dollars resultierende Geldmengeeffekt erst nach ca. 20 Handelstagen komplett neutralisiert wird. In Anbetracht

<sup>232</sup> Die Wahl dieses Zeitpunkts wird von Watanabe und Yabu (2013) damit begründet, daß hier eine Änderung in der geldpolitischen Ausrichtung der BoJ über die erstmalige Festlegung von Zielkorridoren für die CAB-Variable vorgenommen wurde.

<sup>233</sup> In dieser Hinsicht wird hier also das Ergebnis von Fatum und Hutchison (2005) bestätigt.

dieser Tatsache besteht zumindest die Möglichkeit, daß auch bei der transitorischen Sterilisationskomponente der Bundesbank eine erfolgreiche Sterilisation erst innerhalb eines vergleichbaren Zeitraums erreicht wurde, was aber in den Studien auf Monatsebene nicht statistisch erfaßt werden konnte.<sup>234</sup> Das Ergebnis von Watanabe und Yabu (2013) bedeutet folglich, daß bei einer Analyse der japanischen Interventionen auf Monatsebene die Nullhypothese der vollständigen kurzfristigen Sterilisation wahrscheinlich nicht abgelehnt werden könnte. Dennoch zeigt das Ergebnis dieser Studie auf, daß auch eine kurzfristige Sterilisation von Devisenmarktinterventionen nicht selbstverständlich ist und eine Vernachlässigung dieses Aspekts zu potentiellen Verzerrungen bei der Bewertung der Effektivität von Interventionsmaßnahmen führen kann.<sup>235</sup>

### 5.3.2 Sterilisationsgrad und Effektivität

Aus den vorangegangenen Ausführungen zum Sterilisationsgrad lassen sich zwei wesentliche Erkenntnisse ableiten, die für die Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen im Mikrostrukturansatz relevant sind: Zum einen betrifft dies die Unterscheidung zwischen kurz- und langfristiger Sterilisation von Devisenmarktinterventionen und zum anderen die Unterscheidung zwischen einer von der Zentralbank intendierten und einer nicht von ihr intendierten Abweichung von der vollständigen Sterilisation insbesondere in Bezug auf die lange Frist. Vor diesem Hintergrund soll nachfolgend diskutiert werden, ob und ggf. wie der Grad der Sterilisation unter Berücksichtigung dieser beiden Aspekte Einfluß auf die Effektivität von Devisenmarktinterventionen haben kann und inwiefern eine Berücksichtigung dieses Aspekts im Rahmen der betrachteten Mikrostrukturmodelle überhaupt möglich bzw. ökonomisch sinnvoll ist.

#### 5.3.2.1 Kurzfristig nicht sterilisierte Interventionen

In makroökonomischen Modellansätzen zur Analyse von Devisenmarktinterventionen wurde die Effektivität von nicht sterilisierten Devisenmarktinterventionen über monetäre Transmissionskanäle theoretisch abgeleitet. In diesem Kontext wird jedoch implizit von einer langfristigen Nicht-Sterilisation ausgegangen. Zumindest

<sup>234</sup> Allerdings hatte die Bundesbank als Initiator sowohl der Sterilisation als auch der Devisenmarktintervention zumindest informationstheoretisch weitaus bessere Voraussetzung, auch eine kurzfristige Anpassung der Geldmenge über Geldmarktoperationen erfolgreich umzusetzen.

<sup>235</sup> Bei Watanabe und Yabu (2013) findet überdies auch eine Diskussion und empirische Überprüfung der langfristigen Sterilisation der japanischen Devisenmarktinterventionen statt. Obwohl hier im Ergebnis – selbst in der Interventionsperiode von Januar 2003 bis April 2004 – kein Hinweis auf eine (partielle) Nicht-Sterilisation gefunden wird, ist in Anbetracht der beschriebenen institutionellen sowie der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen in Japan zu erwarten, daß eine langfristige vollständige Sterilisation dieser Interventionsmaßnahmen (zumindest in diesem Zeitraum) weder intendiert war noch tatsächlich praktiziert worden ist.

theoretisch ist es für die Wirksamkeit der monetären Wirkungskanäle somit unerheblich, ob eine kurzfristige Sterilisation über eine entgegen gerichtete Geldmarktoperation am selben Handelstag (bzw. zum Zeitpunkt der Abwicklung) vorgenommen wird oder nicht. Daher wird auch im Falle eines zumindest über mehrere Handelstage persistenten Geldmengeneffektes – wie er von Watanabe und Yabu (2013) für Japan festgestellt wurde – keine signifikante Beeinflussung des Wechselkurses über einen evtl. kurzfristigen monetären Transmissionskanal abgeleitet. D.h., eine sowohl kurzfristig als auch langfristig nicht sterilisierte Devisenmarktintervention sollte theoretisch über die monetären Transmissionsprozesse denselben Effekt auf die Wechselkursentwicklung haben wie eine kurzfristig sterilisierte, aber langfristige nicht sterilisierte Intervention. Eine langfristig vollständig sterilisierte Devisenmarktintervention ist dagegen über die monetären Transmissionskanäle auch dann wirkungslos, wenn kurzfristig keine vollständige Sterilisation vorgenommen wird. Im Gegensatz dazu wurde bislang aber bei der Analyse von Wirkungskanälen (vollständig) sterilisierter Devisenmarktinterventionen unterschiedslos nur auf die ökonomisch ungleich bedeutsameren langfristig sterilisierten Devisenmarktinterventionen abgestellt. Bei der Ableitung und empirischen Überprüfung dieser Wirkungskanäle blieb somit bislang der Grad der kurzfristigen Sterilisation vollkommen unberücksichtigt, da implizit von einer vollständigen kurz- und langfristigen Sterilisation ausgegangen wurde.

Vor dem Hintergrund der empirischen Ergebnisse – vor allem der Studie von Watanabe und Yabu (2013) – stellt sich jedoch die Frage, ob der Grad der kurzfristigen Sterilisation theoretisch einen Einfluß auf die Effektivität der Kanäle haben kann und ob dieser ferner auch empirisch zu erfassen ist. Diese Überlegung knüpft somit inhaltlich an der in Hypothese 3 aufgestellten Vermutung an, daß nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen über den monetären Wirkungskanal hinaus die Effektivität von Devisenmarktinterventionen im Sinne der Definition in Kapitel Zwei potentiell beeinflussen.

Grundsätzlich lassen sich die in den vorangegangenen Abschnitten diskutierten Mikrostrukturansätze durchaus mit der Vorstellung einer kurzfristig, aber nicht langfristig, vollständig sterilisierten Intervention vereinbaren. Obwohl sowohl im Kyle-Modell als auch im Evans-Lyons-Modell zwar langfristig nicht sterilisierte Interventionen dadurch ausgeschlossen wurden, daß eine Intervention als stochastisch unabhängig vom Fundamentalwert galt, widerspricht diese Annahme nicht der Möglichkeit, den Geldmengeneffekt der Intervention nicht sofort, sondern erst über mehrere Handelstage zu neutralisieren. D.h., eine separate Berücksichtigung von kurzfristig sterilisierten bzw. nicht sterilisierten Interventionen ist mit den theoretischen Modellvorgaben bei der Ableitung des Signalling-Kanals, des Portfolio-Balance-Kanals und auch des Koordinationskanals kompatibel.

Mit Ausnahme des Koordinationskanals erscheint es für die anderen Wirkungskanäle jedoch zweifelhaft, ob der Grad der kurzfristigen Sterilisation einen Einfluß auf deren Effektivität hat. Selbst wenn – abweichend von der gängigen Prämisse – Interventionen kurzfristig nicht sterilisiert würden, hätte diese Tatsache z.B. keinen Einfluß auf das die Preisdynamik im Modell von Evans und Lyons (2001) maßgeblich beeinflussende Verhalten der Devisenhändler. Dieser Aspekt bliebe im Rahmen

des Modells, das auf die Interaktion zwischen Devisenhändlern und deren Interaktion mit den Kunden abstellt ebenso unberücksichtigt, wie im Vitale-Modell. Dort besitzt die Intervention der Zentralbank als informierter Händler keinen größeren oder geringeren Informationsgehalt bezüglich der Fundamentalwertentwicklung, wenn diese kurzfristig nicht sterilisiert würde. Daher erscheint es wenig überraschend, daß dem kurzfristigen Sterilisationsgrad bei der Analyse der Effektivität von Devisenmarktinterventionen in der Literatur sowohl auf Basis von makroökonomischen als auch mikrostrukturellen Modellansätzen keine Aufmerksamkeit entgegengebracht wurde.

In Bezug auf den Koordinationskanal dagegen kann die Berücksichtigung der kurzfristigen Sterilisation nicht nur ökonomisch gerechtfertigt werden, sondern gleichzeitig auch als Erklärung für die (zuvor aufgezeigten) teilweise widersprüchlichen empirischen Ergebnisse bezüglich der Wirksamkeit dieses Kanals dienen. Den Kern des theoretischen Modells von Reitz und Taylor (2006) und vergleichbaren Studien bilden die Verhaltensannahmen über die beiden Händlertypen, die Chartisten und die Fundamentalisten. Letztere werden maßgeblich dadurch charakterisiert, daß sie ihre Entscheidungen am Devisenmarkt auf Grundlage von fundamentalen Kennzahlen treffen, aber in einem charttechnisch dominierten Marktumfeld zunehmend das Vertrauen in diese Analyse verlieren und sich aus dem Markt zurückziehen. Das Ziel einer effektiven Devisenmarktintervention gemäß der Prämisse des Koordinationskanals ist es dabei, dieses Vertrauen in die Fundamentalanalyse wieder herzustellen und so die Fundamentalisten zu einem gemeinsamen Wiedereintritt in den Devisenmarkt zu bewegen. Prinzipiell ist ein derartiges Koordinationsignal durch die Intervention zwar nicht an den Grad der kurzfristigen Sterilisation gebunden. Entscheidend ist lediglich, daß dieses Signal bzw. die Intervention selbst auch von den Fundamentalisten einheitlich wahrgenommen wird. In Bezug auf die Transparenz der Intervention kann allerdings dem Grad der (kurzfristigen) Sterilisation durchaus eine zusätzliche Bedeutung zukommen.

Wird z.B. – wie Watanabe und Yabu (2013) für die japanischen Interventionen festgestellt haben – die zusätzliche Liquidität am Geldmarkt infolge einer Intervention zugunsten der ausländischen Währung über mehrere Handelstage nicht von der Notenbank absorbiert, kann dieser Effekt von den Beobachtern des Marktes wahrgenommen werden. Eine mögliche Konsequenz hieraus könnte u.a. sein, daß der Zinssatz am Interbankenmarkt im betreffenden Zeitraum fallen wird, bzw. über einige Handelstage auf einem recht niedrigen Niveau verbleibt.<sup>236</sup> Die Entwicklung am Interbankenmarkt gehört aber zweifellos zu den von Devisenhändlern beobachteten Marktentwicklungen, die über das Devisenmarktgeschehen hinaus von diesen berücksichtigt werden (Cheung und Chinn, 2001).<sup>237</sup> Es erscheint daher plausibel, daß es bei einer Einteilung der Devisenhändler in Fundamentalisten und Chartisten

<sup>236</sup> Der Interbankenmarkt stellt eine der wichtigsten Quellen für die Liquiditätssicherung der Geschäftsbanken dar. Ein Überblick über die institutionellen Rahmenbedingungen hierzu findet sich in Prati et al. (2003). Für eine theoretische Analyse des Verhaltens der Geschäftsbanken im Euroraum sei in diesem Zusammenhang u.a. auf Hauck und Neyer (2010) verwiesen.

<sup>237</sup> Devisenhändler haben typischerweise Zugang zu computergestützten Informationsplattformen, die eine zeitnahe Beobachtung von makroökonomischen Rahmendaten, wie etwa der Zinsentwick-

gerade die Fundamentalisten sein werden, die derartige Informationen in ihre Entscheidungen einfließen lassen. In diesem Fall sollte jedoch eine kurzfristig nicht sterilisierte Devisenmarktintervention aufgrund der beschriebenen Auswirkungen auf solche Kennzahlen ein glaubwürdigeres Koordinationssignal darstellen, als eine Intervention deren Geldmengeneffekt sofort neutralisiert wird. Dabei können kurzfristig nicht sterilisierte Intervention die Erwartungen und damit das Verhalten der Fundamentalisten potentiell sowohl direkt als auch indirekt in Richtung eines koordinierenden Verhaltens zum Markteintritt beeinflussen.

Neben der direkten Wirkung einer kurzfristig nicht sterilisierten Intervention auf Fundamentalindikatoren der Wechselkursentwicklung (wie z.B. dem Zinssatz am Interbankenmarkt), wird hierdurch auch das eigentliche Interventionssignal für die Fundamentalisten potentiell verstärkt. Dieser indirekte Effekt muß im Kontext des individuellen Entscheidungsproblems eines auf Basis von Fundamentaldaten der Wechselkursentwicklung agierenden Devisenhändlers gesehen werden. Da sich der Kauf einer unterbewerteten Währung entgegen der (charttechnisch beeinflußten) Tрендentwicklung nur dann rentiert, wenn eine ausreichend große Anzahl anderer Fundamentalisten ebenfalls (am selben Handelstag) einen entsprechenden Ankauf tätigt, muß die als Koordinationssignal fungierende Devisenmarktintervention von allen Fundamentalisten gleichermaßen auch als ein solche Signal interpretiert werden. Insbesondere im Hinblick auf die in diesem Zusammenhang essentiellen Erwartungen bezüglich des Verhaltens der anderen Fundamentalisten könnte somit dem kurzfristigen Sterilisationsgrad der Intervention die Rolle eines Indikators zufallen. Demnach sollte eine kurzfristig nicht sterilisierte Devisenmarktintervention nicht nur die individuelle Bereitschaft zum Markteintritt eines Fundamentalisten erhöhen, sondern genau deswegen auch dessen Erwartungen bezüglich des Markteintritts anderer Fundamentalisten. Eine kurzfristig nicht sterilisierte Devisenmarktintervention stellt daher ein potentiell klareres Koordinationssignal dar als eine kurzfristig vollständig sterilisierte Intervention. Somit wird über die kurzfristig nicht neutralisierte Liquiditätswirkung einer Intervention eine die Interventionswirkung zusätzlich verstärkende Indikatorvariable (z.B. über den Interbankenzinssatz) abgeleitet, die einen signifikanten Einfluß auf die Effektivität der Devisenmarktintervention im Sinne der Definition in Kapitel Zwei ausübt.

Daher kann zumindest theoretisch im Rahmen des Koordinationskanals eine Relevanz des Sterilisationsgrades für die Wirksamkeit bzw. Effektivität einer Devisenmarktintervention abgeleitet werden. Hieraus folgt, daß im Unterschied zu den klassischen Wirkungskanälen von Devisenmarktinterventionen der Koordinationskanal nicht explizit zu den Wirkungskanälen sterilisierter Devisenmarktinterventionen zu zählen ist. Grundsätzlich können demnach sowohl (jeweils kurzfristig) sterilisierte als auch nicht sterilisierte Interventionen über den Koordinationskanal eine effektive Beeinflussung der Wechselkursentwicklung nach sich ziehen, wobei jedoch auf Grundlage der vorangegangenen Überlegungen eine kurzfristig nicht sterilisierte Intervention ein aus ökonomischer Sicht effektiveres wirtschaftspolitisches Instrument zur Misalignmentbekämpfung darstellen sollte.

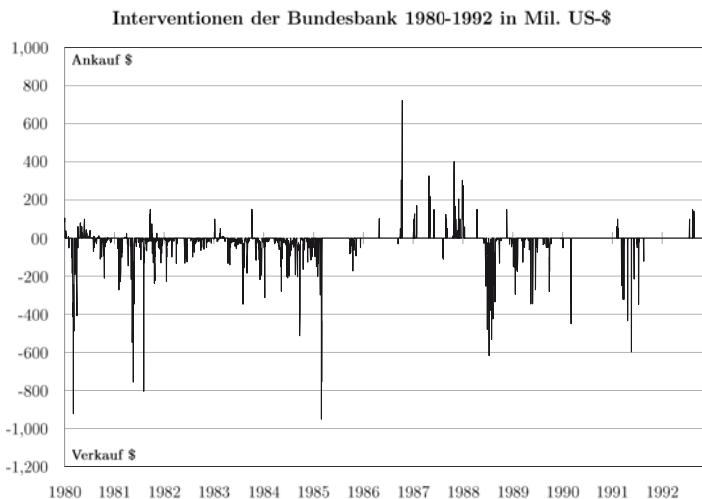
---

lung ermöglichen. Diese stellen gleichzeitig die von Devisenhändlern am meisten genutzte Informationsquelle neben dem Devisenmarkt dar. Siehe hierzu auch Cheung und Chinn (2001).

Letztlich stellt die Überprüfung dieser Hypothese ein empirisches Problem dar, das jedoch eine Erweiterung bzw. Modifikation des ökonometrischen Modells z.B. bei Reitz und Taylor (2006) voraussetzt. Die empirische Untersuchung bezüglich der Wirksamkeit des Koordinationskanals erfolgte bisher – genau wie bei den Studien zum Signalling-Kanal oder zum Portfolio-Balance-Kanal – unter der Prämisse der vollständigen kurz- und langfristigen Sterilisation der untersuchten Interventionsmaßnahmen. Daher bedarf ein um den Aspekt der Sterilisation erweitertes ökonometrisches Modell zur Überprüfung des Koordinationskanals zusätzlicher Informationen bezüglich des Sterilisationsgrades. Eine adäquate empirische Überprüfung des Sterilisationsgrades scheitert aber in der Praxis an dem zuvor ausführlich diskutierten Problem der Datenverfügbarkeit, z.B. in Form von historischen Daten zur Liquiditätssteuerung der betreffenden Notenbanken auf Tagesbasis. Dieser Umstand verhindert mithin eine direkte Überprüfung des Einflusses der kurzfristigen Sterilisation auf die Wirksamkeit des Koordinationskanals. Gleichwohl lassen die oben angeführten Ergebnisse bezüglich der unterschiedlichen Sterilisationsneigung verschiedener Notenbanken in Verbindung mit den bestehenden ökonometrischen Untersuchungen zum Koordinationskanal zumindest eine indirekte Überprüfung dieser Hypothese zu.

Den Ausgangspunkt hierfür bilden die Ergebnisse der Studien von Reitz und Taylor (2006, 2012) sowie Reitz et al. (2010) zum Koordinationskanal. Auffällig hierbei war, daß die Wirksamkeit des Koordinationskanals für unterschiedliche Zeiträume und verschiedene Länder nachgewiesen werden konnte, nicht allerdings für die Interventionen der Bundesbank im Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 1992 im DM/US-Dollar-Markt bei Reitz und Taylor (2006). Vor dem Hintergrund der vorangegangenen Überlegungen stellt sich somit die Frage, ob dieses Ergebnis möglicherweise auf einen im Verhältnis zu anderen Notenbanken höheren kurzfristigen Sterilisationsgrad bei den Interventionen der Bundesbank zurückzuführen ist.

Zur Bestätigung dieser These können zunächst die Ergebnisse der Studien von Obstfeld (1983) und von von Hagen (1989) angeführt werden, die eine vollständige kurzfristige Sterilisation für die Interventionen der Bundesbank, zumindest für den Großteil des bei Reitz und Taylor (2006) betrachteten Zeitraums (von 1980 bis 1988) belegen. Hierbei ergibt sich aber das Problem, daß diese Resultate auf der Auswertung von Monatsdaten basieren. Gemäß der theoretischen Konzeption des Koordinationskanals – in der die Signalwirkung durch die Intervention innerhalb weniger Handelstage eintreten sollte – kann der Grad der Sterilisation in diesem Zusammenhang für die Wirksamkeit des Koordinationskanals nur dann relevant sein, wenn die Sterilisation ebenfalls in diesem Zeitrahmen durchgeführt bzw. unterlassen wird. Obwohl diesbezüglich (zumindest für die Bundesbank) keine empirischen Studien vorliegen, kann auf Grundlage der bereits im Rahmen der Eventsstudie in Abschnitt 5.1 genutzten Interventionsdaten der Bundesbank (für dasselbe Währungssegment und den gleichen Zeitraum) ein ökonomisches Plausibilitätsargument vorgebracht werden, das für eine vollständige Sterilisation über Geldmarktoperationen innerhalb weniger Handelstage infolge einer Devisenmarktintervention bei der Bundesbank spricht.



**Abb. 5.7** Devisenmarktinterventionen der Bundesbank im DM/US-Dollar Markt von Januar 1980 bis Dezember 1992

Wie aus Abbildung 5.7 zu entnehmen ist, intervenierte die Bundesbank im von Reitz und Taylor (2006) untersuchten Zeitraum hauptsächlich zugunsten der DM, was einem Verkauf von US-Dollar gleichkommt. Eine derartige Interventionspolitik zugunsten der heimischen Währung führt jedoch unmittelbar nach der Intervention zu einem kurzfristigen Liquiditätsentzug bei den heimischen Geschäftsbanken, wenn diese zumindest einen Teil der im Rahmen der Interventionsmaßnahme von der Zentralbank angebotenen ausländischen Aktiva ankaufen.<sup>238</sup> Aus der Sicht der Notenbank ist eine solche Situation aber deutlich weniger erstrebenswert als im Falle eines Devisenankaufs, da sie potentiell die kurzfristige Kreditversorgung in der Volkswirtschaft bzw. die kurzfristige Stabilität des Finanzsektors mehr gefährdet, als eine (mit einem Devisenankauf einhergehende) Liquiditätsübersorgung. Vergegenwärtigt man sich darüber hinaus, daß eine in den Zielvorgaben der Bundesbank festgeschriebene Hauptaufgabe die Unterstützung bzw. Aufrechterhaltung der Liquiditätsversorgung in Deutschland gewesen ist, dann kann hieraus ein starker ökonomischer Anreiz zu einer unmittelbaren Neutralisierung dieses Effektes durch eine entsprechende Geldmarktoperation abgeleitet werden. Daher erscheint es aus ökonomischer Sicht sehr plausibel, daß die Bundesbank ihre Interventionsmaßnah-

<sup>238</sup> Dies entspricht genau dem umgekehrten Fall der zuvor beschriebenen Entwicklung in Japan, da im Falle eines Verkaufs von Devisenreserven Zahlungen von den Geschäftsbanken an die Notenbank, z.B. über die Reduktion von Kontokorrentguthaben bei der Zentralbank, verrechnet werden.

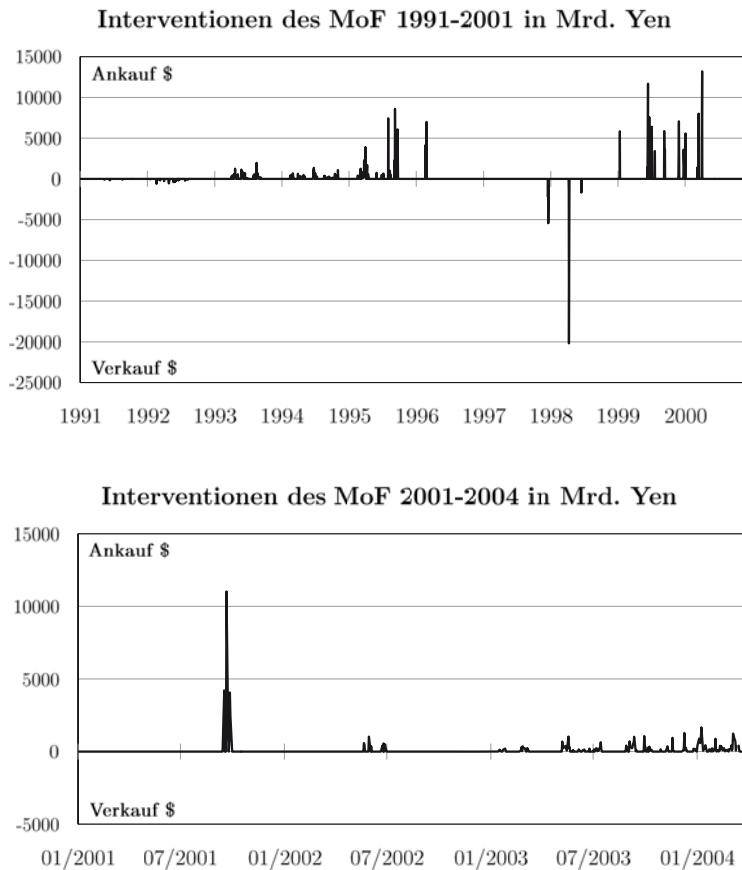
men und die diesen Effekt sterilisierenden Geldmarktoperationen (im betreffenden Zeitraum) zeitlich aufeinander abgestimmt hat und eine vollständige Sterilisation der Interventionsmaßnahmen innerhalb eines oder einiger weniger Handelstage erfolgte.

Im Unterschied dazu hat die Studie von Watanabe und Yabu (2013) gezeigt, daß dies zumindest für den Zeitraum von Januar 2001 bis September 2006 in Japan nicht der Fall war. Da dieses Ergebnis aber auf der Auswertung von Tagesdaten basierte, stellt es sogar einen direkten empirischen Hinweis auf den evtl. für die Wirksamkeit des Koordinationskanals relevanten kurzfristigen Sterilisationsgrad dar. In Anbetracht der Tatsache, daß die empirische Überprüfung des Koordinationskanals für die japanischen Interventionen von Januar 1991 bis April 2004 bei Reitz und Taylor (2012) – im Gegensatz zu Reitz und Taylor (2006) in Bezug auf die Bundesbank – die Wirksamkeit dieses Kanals bestätigen, kann deswegen auf eine mögliche Bedeutung des Sterilisationsgrades für die Wirksamkeit des Koordinationskanals geschlossen werden. Obwohl die Phase der unvollständigen kurzfristigen Sterilisation zwar nur eine (verhältnismäßig kurze) Teilperiode innerhalb der Studie von Reitz und Taylor (2012) umfaßt, war diese durch eine hohe Interventionstätigkeit charakterisiert. Daher könnte sie tendenziell das Ergebnis in Richtung einer Bestätigung des Koordinationskanals für den gesamten betrachteten Zeitraum entscheidend beeinflußt haben, wenn die Hypothese der größeren Signalwirkung einer (kurzfristig) nicht vollständig sterilisierten Intervention richtig ist.<sup>239</sup>

Die Studie von Watanabe und Yabu (2013) offenbart überdies einen Hinweis auf die Robustheit des zuvor erläuterten Plausibilitätsargumentes in Bezug auf eine unmittelbare Sterilisation der Bundesbankinterventionen. Denn die separate Überprüfung des Zeitraums von Januar 1991 bis Januar 2001 zeigte hier sehr wohl eine vollständige Sterilisation der Interventionen innerhalb von zwei Handelstagen. Stellt man nun, wie in Abbildung 5.8, die Interventionstätigkeit in diesen beiden Zeiträumen gegenüber, dann fällt auf, daß die Phase der unvollständigen Sterilisation mit einer einheitlichen Interventionsrichtung zugunsten der ausländischen Währung einhergeht. In der (wesentlich längeren) ersten Periode wechseln sich dagegen Phasen des US-Dollar-Ankaufs und -Verkaufs ab. Grundsätzlich sollte aber auch die BoJ einen höheren Anreiz gehabt haben, einen Liquiditätsengpaß infolge einer Devisenmarktintervention zugunsten der heimischen Währung schneller zu beheben, als einen Liquiditätsüberschuß. Daher läßt sich das Ergebnis durchaus mit der – im Zusammenhang mit der Bundesbank formulierten – Tendenz zur kurzfristigen Sterilisation im Falle einer Liquiditätsverknappung vereinbaren, bzw. läßt sich diese zumindest nicht eindeutig widerlegen.

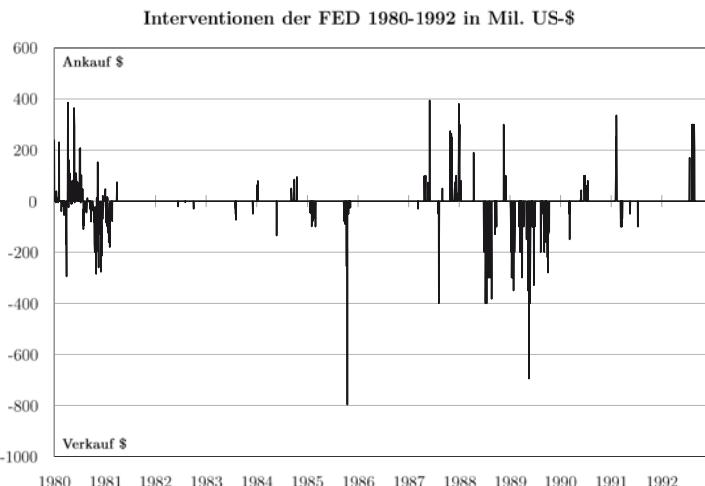
Obwohl ein Zusammenhang zwischen Interventionsrichtung und kurzfristigem Sterilisationsgrad auf Basis dieser heuristischen Argumentation rein hypothetisch

<sup>239</sup> Eine Möglichkeit, diese These zu überprüfen, bestünde darin, die Schätzung des Regressionsmodells bei Reitz und Taylor (2012) für beide Zeitperioden getrennt zu wiederholen und die Parameterschätzungen zu vergleichen. Allerdings bedarf dies auch einer zusätzlichen Kontrolle über die relative Höhe des jeweiligen Misalignments. Denn wie aus den Ausführungen über die Eventstudie in Abschnitt 5.1. hervorgeht, war gerade für den Zeitraum von Januar 2003 bis April 2004 die fundamentale Fehlbewertung des Yen gemessen an der KKP eher gering.



**Abb. 5.8** Devisenmarktinterventionen des MoF im Yen/US-Dollar Markt vor Januar 2001 und bis April 2004

ist, stellt er doch zumindest einen möglichen Ansatzpunkt für die Berücksichtigung des kurzfristigen Sterilisationsgrades dar, wenn eine direkte empirische Überprüfung nicht möglich ist. Akzeptiert man diese, dann lassen sich auch die Ergebnisse der empirischen Untersuchung von Reitz und Taylor (2006) bezüglich der unterschiedlichen Effektivität des Koordinationskanals für die Bundesbank und die Fed gänzlich neu interpretieren.



**Abb. 5.9** Devisenmarktinterventionen der Fed im DM/US-Dollar Markt von Januar 1980 bis Dezember 1992

Bei Betrachtung der in Abbildung 5.9 dargestellten Interventionstätigkeit der Fed im von Reitz und Taylor (2006) untersuchten Zeitraum, ist – ähnlich wie bei den japanischen Interventionen nach 1999 – eine eindeutige Tendenz der Interventionen zugunsten der ausländischen Währung erkennbar. D.h., auch die Fed hat – von zwei kurzen Teilperioden abgesehen – fast ausschließlich heimische Währung (also US-Dollar) verkauft. Daher bestand für die Fed ein deutlich geringerer ökonomischer Anreiz, die evtl. auftretenden Liquiditätseffekte auf dem heimischen Geldmarkt unmittelbar zu neutralisieren. In Ermangelung einer empirischen Studie zur kurzfristigen Sterilisation der US-Interventionen kann dies somit als Indikator für einen tendenziell geringeren (kurzfristigen) Sterilisationsgrad der Fed-Interventionen im Vergleich zur (im selben Zeitraum und im selben Währungssegment agierenden) Bundesbank angesehen werden.

Wenn aber der kurzfristige Sterilisationsgrad der Fed-Interventionen tatsächlich geringer war als derjenige der Bundesbankinterventionen, dann können – aus den oben ausgeführten theoretischen Überlegungen bezüglich des Zusammenhangs zwischen Sterilisationsgrad und Signalwirkung auf die Fundamentalisten – die divergierenden Ergebnisse für die beiden bei Reitz und Taylor (2006) betrachteten Notenbanken hierdurch erklärt werden. D.h., die fehlende Signifikanz der koordinierenden Wirkung der Bundesbankinterventionen könnte letztlich auf den hohen Grad der kurzfristigen Sterilisation der interventionsbedingten Geldmengenefekte (und die damit verbundene geringere direkte und indirekte Signalwirkung) zurückzuführen sein und nicht auf ein generelles Versagen dieses Wirkungskanals. Vergleicht man diese Argumentation mit der (oben beschriebenen) Begründung hinsichtlich der höheren Geheimhaltung von Bundesbankinterventionen bei Reitz und Taylor (2006), lassen sich dabei durchaus Gemeinsamkeiten feststellen. In beiden Erklärungsansätzen werden die unterschiedlichen Ergebnisse letztendlich auf den geringeren Informationsgehalt der Bundesbankinterventionen zurückgeführt. Der entscheidende Vorteil der hier vorgebrachten Argumentation besteht aber darin, die fehlende Transparenz bzw. den „Grad der Geheimhaltung“ der Intervention an einer konkreten ökonomischen Variable festzumachen, nämlich dem kurzfristigen Sterilisationsgrad.

Obwohl dieser Argumentation zurecht entgegengehalten werden kann, daß aus der empirischen Heuristik bezüglich der Interventionsrichtung keineswegs auf den tatsächlichen Sterilisationsgrad – weder für die Bundesbank (auf Tagesebene) und erst recht nicht für die Fed – geschlossen werden kann, stellt das Sterilisationsargument unabhängig hiervon eine ökonomisch plausible und theoretisch haltbare Erklärung für die Ergebnisse bei Reitz und Taylor (2006) dar. Daraus läßt sich schließen, daß der Grad der Sterilisation als Einflussfaktor in Bezug auf die Wirksamkeit des Koordinationskanals berücksichtigt werden sollte.

Im Hinblick auf die übergeordnete Fragestellung der Effektivität einer Devisenmarktintervention folgt hieraus jedoch unmittelbar, daß (kurzfristig) nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen eine intendierte und persistente Beeinflussung der Wechselkursentwicklung über einen im Rahmen eines Mikrostrukturmodells abgeleiteten Wirkungskanal ermöglichen, wie dies gemäß der Hypothese 3 postuliert wurde.

### 5.3.2.2 Langfristige Sterilisation

Abschließend bleibt somit noch die zu Beginn dieses Abschnitts aufgeworfene Frage zu klären, ob auch langfristig nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen im Rahmen von Mikrostrukturmodellen analysiert werden können und ob hieraus möglicherweise auf eine effektive Beeinflussung der Wechselkursentwicklung geschlossen werden kann. Im Unterschied zur kurzfristigen Sterilisation tritt hierbei jedoch das Problem auf, daß eine Berücksichtigung von nicht vollständig sterilisierten Interventionen im Rahmen der diskutierten theoretischen Modellansätze im Bereich des Mikrostrukturansatzes der Wechselkursentwicklung durch die un-

terstellten Annahmen unmöglich bzw. sehr komplex wird.<sup>240</sup> Daher sind sowohl der modifizierte Signalling-Kanal als auch der Portfolio-Balance-Kanal ausschließlich im Rahmen langfristig vollständig sterilisierter Interventionen interpretierbar. In Anbetracht der von von Hagen (1989) aufgezeigten Problematik, als Notenbank überhaupt eine vollständige langfristige Sterilisation zu realisieren, stellt dies aber einen potentiellen Schwachpunkt dieser Ansätze dar. Gleichwohl fiel der bei von Hagen (1989) ermittelte unintendierte Geldmengeneffekt der Interventionsmaßnahmen der Bundesbank mit höchstens 20-25 Prozent des Interventionsvolumens (innerhalb einer Teilperiode von zwei Jahren) verhältnismäßig gering aus.<sup>241</sup> Zudem werden die Effekte einer langfristig nur unzureichend sterilisierten Intervention erst mit großem zeitlichen Abstand von der Durchführung der eigentlichen Interventionsmaßnahme sichtbar. Vor dem Hintergrund der theoretisch implizierten (und auch empirisch überprüften) unmittelbaren Beeinflussung der Wechselkursentwicklung über alle drei diskutierten Wirkungskanäle, sollte demnach eine von der Notenbank unintendierte unvollständige Sterilisation keine wesentlichen Auswirkungen haben.<sup>242</sup>

Im Gegensatz dazu kann eine gewollte Nicht-Sterilisation der Devisenmarktinterventionen einer Zentralbank allenfalls noch im Rahmen des Koordinationskanals einen zusätzlichen Effekt auf die Wechselkursentwicklung – über den monetären Transmissionseffekt hinaus – ausüben. Voraussetzung hierfür ist aber, daß die Nicht-Sterilisationspolitik von der Zentralbank glaubhaft öffentlich kommuniziert wird, bzw. daß die Marktteilnehmer und vor allem die Fundamentalisten ein derartiges Vorgehen erwarten. In diesem Fall könnte eine langfristig nicht sterilisierte Devisenmarktintervention tendenziell ein noch stärkeres Koordinationssignal an die Fundamentalisten aussenden als eine vollständig sterilisierte bzw. eine nur kurzfristig nicht sterilisierte Intervention.<sup>243</sup> Zumindest im Hinblick auf die öffentliche Kommunikation der Notenbanken hinsichtlich ihrer Sterilisationspolitik kann jedoch die Grundvoraussetzung für diesen Effekt als nicht gegeben angesehen werden. So wird von nahezu allen Zentralbanken ein Bekenntnis zur Bereitschaft der vollständigen Sterilisation ihrer Devisenmarktinterventionen an die Öffentlichkeit kommuniziert (Neely, 2005).

Gleichwohl lassen aber gerade die größeren Interventionen innerhalb von Systemen flexibler Wechselkurse in der jüngeren Vergangenheit – also die Interven-

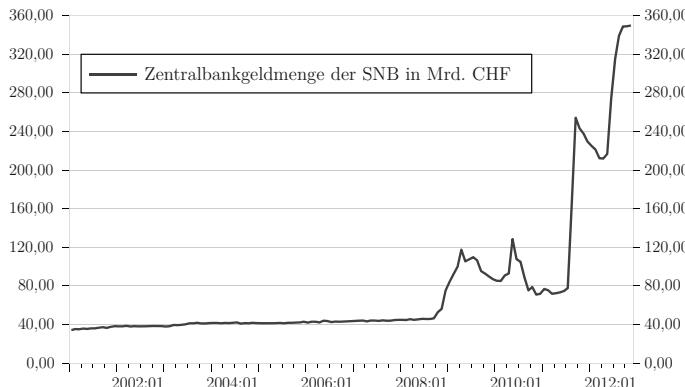
<sup>240</sup> Eine nicht sterilisierte Intervention impliziert z.B. im Vitale-Modell eine Abhängigkeit zwischen der Nachfrage des informierten Händlers  $\tilde{x}$  und der Verteilung des Fundamentalwertes  $\tilde{F}$ .

<sup>241</sup> Die von von Hagen (1989) durchgeföhrte Analyse basierte auf einer tatsächlich implementierten Strategie der Bundesbank zur Sterilisation von Devisenmarktinterventionen, wodurch ihre Zielsetzung der vollständigen Sterilisation offenkundig impliziert wird.

<sup>242</sup> Aus demselben Grund dürfte auch die Wirksamkeit einer verfehlten Sterilisationspolitik auf die Wechselkursentwicklung über die monetären Transmissionsskanäle vernachlässigbar gering sein.

<sup>243</sup> Eine langfristig nicht sterilisierte Intervention zugunsten einer unterbewerteten Währung erhöht tendenziell den Grad des Misalignments, da der Geldmengeneffekt zu einer (weiteren) realen Abwertung des an der KKP gemessenen Fundamentalwechselkurses führt. Dieser Effekt – der weder bei einer vollständig sterilisierten noch einer nur kurzfristig nicht-sterilisierten Intervention auftritt – erhöht c.p. die Profitabilität einer fundamentalwertorientierten Anlagestrategie und damit den direkten und indirekten Anreiz zum Markteintritt für die Fundamentalisten.

tionen des MoF von Januar 2003 bis April 2004 und die Interventionen der SNB ab August 2009 im EUR/CHF-Segment – durchaus Zweifel hinsichtlich des Anreizes, die geldpolitischen Effekte dieser Maßnahmen (vollständig) zu sterilisieren. Auffällig ist in diesem Zusammenhang, daß den Devisenmarktinterventionen häufig eine längere Phase stark expansiver Geldpolitik vorausging.<sup>244</sup>



Quelle: SNB [www.snb.ch](http://www.snb.ch)

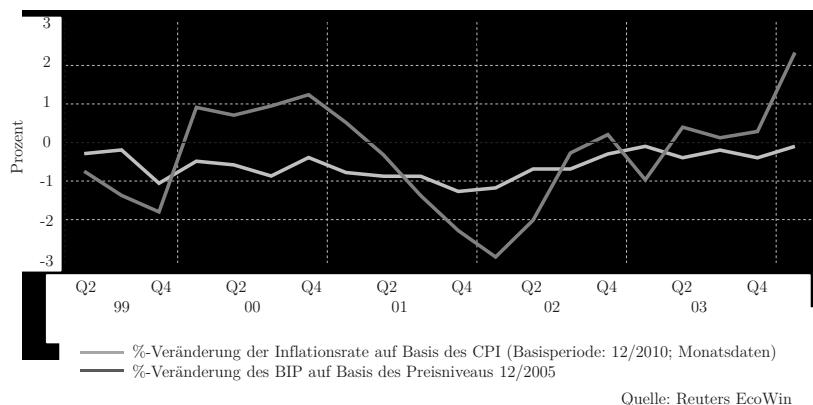
**Abb. 5.10** Entwicklung der Zentralbankgeldmenge in der Schweiz von Januar 2001 bis September 2012 auf Monatsebene

Diese äußerte sich jeweils in einem im historischen Vergleich ungewöhnlich hohen Anstieg der Geldbasis in Verbindung mit einer Senkung der jeweiligen Leitzinssätze bis auf ein Niveau von annähernd Null Prozent.<sup>245</sup> Die Entwicklung der Zentralbankgeldmenge für die Schweiz ist dabei in Abbildung 5.10 dargestellt. Diese geldpolitischen Entwicklungen sind in beiden Ländern im Kontext einer länger anhaltenden schlechten Konjunkturlage bei gleichzeitig deflationärer Tendenz in der Preisniveauentwicklung zu sehen, wie anhand der Abbildungen 5.11 und 5.12 abzulesen ist.

<sup>244</sup> In Japan äußerte sich dies über eine kontinuierliche Erhöhung der Zielvorgaben für die Kontokorrentguthaben der Geschäftsbanken von 5 Trillionen auf 25 Trillionen Yen von Januar 2001 bis Ende 2002. Somit wurde den Geschäftsbanken in Japan in großem Umfang Liquidität von Seiten der BoJ in diesem Zeitraum zur Verfügung gestellt. Siehe hierzu Watanabe und Yabu (2013), S.431f.

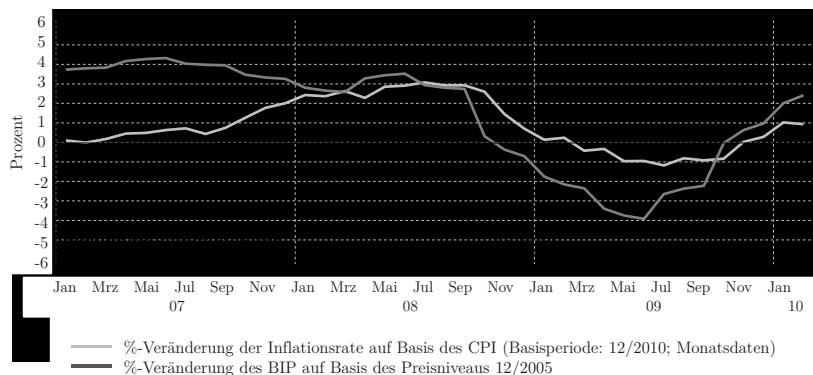
<sup>245</sup> Dies bildet gemeinhin die natürliche Untergrenze für nominale Zinssätze, zumindest im Hinblick auf die Kreditgeschäfte zwischen den Geschäftsbanken und der Notenbank. Die SNB senkte z.B. in diesem Zusammenhang den als Leitzins geltenden Repo-Zinssatz im Jahr 2008 von 2,05 auf 0,05 Prozent. Vgl. SNB (2012b).

Konjunktur und Inflationsentwicklung in Japan von 1999 bis 2004



**Abb. 5.11** Konjunktur- und Inflationsentwicklung in Japan von Ende 1999 bis Anfang 2004

Konjunktur und Inflationsentwicklung in der Schweiz von 2007 bis 2010



**Abb. 5.12** Konjunktur- und Inflationsentwicklung in der Schweiz von 2007 bis 2010

D.h., in beiden Volkswirtschaften sah sich die Notenbank einer Situation gegenüber, die eine Ausschöpfung der geldpolitischen Instrumente zur Vermeidung einer Stagflation nach sich zog. Die daran anknüpfende Durchführung von geldpolitisch expansiv wirkenden Devisenmarktinterventionen kann somit durchaus von den Marktteilnehmern als Fortführung dieser geldpolitischen Strategie verstanden werden. Daher könnten die Marktteilnehmer (und insbesondere die diese Entwicklungen verfolgenden Fundamentalisten) auch ohne eine konkrete Ankündigung die langfristige Nicht-Sterilisation dieser Interventionen erwarten. Es erscheint jedoch sehr fraglich, ob in einer solchen Situation eine effektive Beeinflussung der Wechselkursentwicklung über den Koordinationskanal erfolgen kann, da derartige Erwartungen als Koordinationssignal aufgrund der unterschiedlichen Interpretationsmöglichkeit von Seiten der Marktteilnehmer als zu unspezifisch charakterisiert werden müssen.

Tatsächlich zeigen die Überlegungen im wirtschaftspolitischen Kontext der jüngsten Devisenmarktinterventionen, daß sowohl in Japan als auch insbesondere in der Schweiz die Interventionsmaßnahmen – aufgrund ihrer potentiell nicht sterilisierenden Geldmengeneffekte – nicht als unabhängiges wirtschaftspolitisches Instrument in Bezug auf die Beeinflussung der Wechselkursentwicklung anzusehen sind. Für die Analyse der Effektivität dieser Interventionsmaßnahmen stellt sich dann aber die entscheidende Frage, ob eine Verengung des Effektivitätsbegriffs auf deren Wirkung am Devisenmarkt ökonomisch haltbar ist, ob also z.B. eine koordinierende Wirkung der Fundamentalisten im Hinblick auf die Beseitigung einer Fehlbewertung des Wechselkurses das übergeordnete Ziel der Interventionsmaßnahme gewesen ist. In Anbetracht der Tatsache, daß sowohl der Yen als auch der Franken in den betreffenden Zeiträumen keine (gemessen an der KKP) signifikante fundamentale Fehlbewertung aufwiesen, erscheint diese Motivation für die Interventionsmaßnahmen in der Tat äußerst zweifelhaft zu sein.<sup>246</sup> Vielmehr könnte das Hauptaugenmerk der Interventionsmaßnahmen auf einer Bekämpfung der Deflationsentwicklung gelegen haben, während eine Abwertung der heimischen Währung bzw. auch eine damit verbundene evtl. positive Konjunkturentwicklung allenfalls als ein Neben- oder Unterziel angestrebt wurden.

Ein Beleg für diese These kann aus der modelltheoretischen Analyse von Jeanne und Svensson (2007) abgeleitet werden. Sie zeigen, daß eine sich in einer Liquiditätsfalle befindliche Notenbank über nicht sterilisierte Devisenmarktinterventionen zugunsten der ausländischen Währung ein glaubhaftes Signal bezüglich einer langfristig expansiven Geldpolitik aussenden kann. Dieses Commitment erfolgt dabei über den möglichen Wertverlust der erworbenen Devisenreserven im Falle einer nicht expansiven zukünftigen Geldpolitik.<sup>247</sup> Dadurch gelingt es ihr, die erwartete zukünftige Inflation positiv zu beeinflussen und so die Gefahr einer deflationären Entwicklung potentiell abzuwenden. Da sich sowohl Japan als auch die Schweiz in

<sup>246</sup> Gemäß der KKP-Bewertung in Abbildung 5.1, war der Franken ggü. dem Euro zu Beginn der Interventionstätigkeit im Jahr 2009 sogar fundamental unterbewertet.

<sup>247</sup> Da ausländische Aktiva an Wert verlieren, wenn die inländische Währung aufwertet, hat eine Zentralbank einen inhärenten Anreiz, diese Aufwertung durch entsprechende geldpolitische Maßnahmen zu verhindern.

einer derartigen wirtschaftspolitischen Situation zum Zeitpunkt ihrer Interventionen befanden, erscheint die Hypothese einer nicht primär auf den Devisenmarkt gerichteten Zielsetzung im Hinblick auf diese Maßnahmen ökonomisch durchaus plausibel zu sein. In diesem Zusammenhang kann auch die Ankündigung der Verteidigung einer Wechselkursuntergrenze von 1,2000 CHF/EUR durch theoretisch unbegrenzte Interventionsmaßnahmen der SNB im Herbst 2011 als logische Fortführung dieser (Geld-)Politik gesehen werden.

Hieraus folgt aber unmittelbar, daß die Effektivität dieser Maßnahmen nicht (bzw. zumindest nicht nur) an der Entwicklung des Wechselkurses festgemacht werden sollte, wie dies in den, im Rahmen dieser Arbeit vorgestellten, Wirkungskanälen auf Basis des Mikrostrukturansatzes der Wechselkursentwicklung über die Effektivitätsdefinition in Kapitel Zwei grundsätzlich der Fall ist. Somit werden hier gleichzeitig auch die Grenzen einer mikrostrukturellen Analyse von langfristig nicht sterilisierten Devisenmarktinterventionen aufgezeigt. Im Mittelpunkt dieser Ansätze stand implizit immer die Frage, ob eine Devisenmarktintervention eine (intendierte und persistente) Auswirkung auf die Wechselkursentwicklung hat. Diese historisch betrachtet zweifellos gerechtfertigte Fokussierung der ökonomischen Forschung in Bezug auf die Wirksamkeit einer Interventionsmaßnahme am Devisenmarkt muß jedoch vor dem Hintergrund der aktuellen Interventionsmaßnahmen in Japan und der Schweiz kritisch hinterfragt werden.

D.h., wenn die Beeinflussung des Wechselkurses nicht das eigentliche Ziel einer Interventionsmaßnahme darstellt, dann sollte die ökonomische Analyse dieser Intervention auch nicht explizit auf den Devisenmarkt ausgerichtet sein. Der Vorteil der mikrostrukturellen Modellierung bestand aber gerade in der besseren Abbildung der spezifischen Charakteristika des Devisenhandels unter expliziter Ausklammerung der Effekte auf andere makroökonomische Variablen. Eine – von der Beeinflussung der Wechselkursentwicklung abweichende – vordergründige Motivation einer Zentralbank bei der Durchführung einer Devisenmarktintervention kann aber gerade für eine langfristig bewußt nicht sterilisierte Intervention nicht grundsätzlich ausgeschlossen werden. In Anbetracht der angeführten Aspekte bezüglich der Interventionsaktivität Japans zwischen 2003 und 2004 und der SNB im Jahr 2009 erscheint es aber durchaus möglich, daß die langfristigen geldpolitischen Effekte dieser Interventionen nicht neutralisiert worden sind. Vor diesem Hintergrund lassen sich somit die jüngsten Interventionsmaßnahmen hinsichtlich ihres Zielerreichungsgrades zumindest mit der im Rahmen dieser Arbeit im Vordergrund stehenden Betrachtungsweise möglicherweise nicht zielgerichtet analysieren.

# Kapitel 6

## Fazit und Ausblick

Die Zielsetzung dieser Arbeit bestand darin aufzuzeigen, inwiefern Devisenmarktintervention in Systemen flexibler Wechselkurse aus theoretischer Sicht ein geeignetes, wirtschaftspolitisches Instrument zur Beeinflussung der Preisbildung am Devisenmarkt darstellen und ob ein theoretisch abgeleiteter Wechselkurseffekt auch empirisch nachgewiesen werden kann. Die ökonomische Relevanz dieser Fragestellung ergibt sich daraus, daß bisher bestehende Forschungsansätze keine einheitlichen Ergebnisse im Hinblick auf eine grundsätzliche Effektivität von Devisenmarktintervention zur Wechselkursbeeinflussung erbracht haben. Als mögliche Ursache hierfür wurde im Rahmen dieser Arbeit die konzeptionelle Schwäche makroökonomischer Ansätze zur Wechselkurserklärung identifiziert, auf deren Grundlage der Großteil der theoretischen und empirischen Untersuchungen zur Effektivität von Devisenmarktintervention entstanden ist.

Daher stellte die weitere Analyse anstelle der makroökonomischen Modellierung auf den Mikrostrukturansatz der Wechselkurserklärung ab, der – wie im Rahmen des vierten Kapitels aufgezeigt werden konnte – in konzeptioneller Hinsicht eine adäquatere Darstellung des Preisbildungsprozesses am Devisenmarkt ermöglicht. Dies bildete die Grundvoraussetzung für die Untersuchung der zentralen Fragestellung des Einflusses von Devisenmarktintervention auf die Wechselkursentwicklung, die im fünften Kapitel aufbauend auf drei zuvor formulierte (Arbeits-)Hypothesen vorgenommen wurde.

Die erste Hypothese setzte dabei an der Überprüfung der traditionellen Wirkungskanäle sterilisierter Devisenmarktintervention im Rahmen des Mikrostrukturansatzes an. Auf der Grundlage des Vitale-Modells konnte in diesem Zusammenhang theoretisch die Wirksamkeit eines – im Vergleich zum traditionellen Verständnis – leicht modifizierten Signalling-Kanals abgeleitet werden. Dabei wurde im Hinblick auf die potentielle Signalwirkung einer Devisenmarktintervention auf die allgemeine Erwartungsbildung der Marktakteure und nicht auf die Signalwirkung hinsichtlich zukünftig erwarteter Geldpolitik der Notenbank abgestellt. Die empirische Überprüfung dieses Wirkungskanals erfolgte dabei anhand einer Eventstudie. In konzeptioneller Hinsicht unterscheidet sich diese von bestehenden Ansätzen dahingehend, daß hier auf eine Beeinflussung des Terminwechselkurses

durch Interventionsmaßnahmen abgestellt wird und nicht wie üblich auf den Kas-  
sakurs. Dieses Vorgehen sollte zum einen der Problematik in anderen Eventstudien  
begegnen, daß die Effekte einer Interventionsmaßnahme auf die Wechselkursent-  
wicklung nur innerhalb eines sehr kurzen – und somit ökonomisch wenig aussage-  
kräftigen – Zeithorizonts beobachtet werden können.

Zum anderen stellt der Terminwechselkurs zumindest theoretisch einen Indi-  
kator für die Markterwartungen bezüglich der zukünftigen Wechselkursentwick-  
lung dar. Daher kann aus einer empirisch bestätigten Wirkung einer Intervention  
auf den Terminwechselkurs zumindest indirekt auf die Existenz eines Signalling-  
Effektes im Sinne der Definition von Vitale geschlossen werden. Die Resultate  
der Eventstudie zeigen allerdings nur für die Interventionstätigkeit der Bundes-  
bank von 1980 bis 1995 eine statistisch signifikante Beeinflussung des Termin-  
wechselkurses, während dies weder für die Interventionen der Fed im selben Zeit-  
raum und Währungssegment noch für die japanischen Interventionen von 2001  
bis 2011 im Yen/US-Dollar-Markt festgestellt werden konnte. Unter Berücksich-  
tigung der theoretischen Implikationen des Vitale-Modells ließen sich diese Ergeb-  
nis dahingehend interpretieren, daß die Effektivität des Signalling-Kanals negativ  
von der Gewichtung eines vom Fundamentalwert abweichenden Wechselkursziels  
abhängt. Somit kann eine Notenbank, die – wie die Bundesbank im untersuchten  
Zeitraum – hauptsächlich zugunsten der heimischen Währung intervenierte, ihre  
Glaubwürdigkeit im Hinblick auf eine am Fundamentalwert orientierte Zielsetzung  
der Intervention erhöhen. Dies steigert folglich c.p. die Signalwirkung einer Inter-  
vention und damit auch deren Effekt auf die Wechselkursentwicklung.

Während demnach für den Signalling-Kanal zumindest eine bedingte Wirksam-  
keit aufgezeigt werden konnte, ergab die Diskussion des Portfolio-Balance-Kanals,  
daß – auch über eine mikrostrukturelle Modellierung auf Basis des Interdealer-  
Modells – keine signifikante und dauerhafte Beeinflussung der Wechselkursent-  
wicklung theoretisch zu erwarten und empirisch zu belegen ist.

Einen gerade im Vergleich zum Portfolio-Balance-Kanal wesentlich größeren  
Aufschluß über die potentielle Effektivität von Devisenmarktintervention konnte jedoch – wie in der (Arbeits-)Hypothese 2 vermutet – über die Ableitung ei-  
nes neuen Wirkungskanals im Rahmen einer mikrostrukturellen Modellierung auf  
Basis des Kyle-Modells erbracht werden. Die Grundlage hierzu bildete eine Ab-  
kehr von der Vorstellung einer einheitlichen, vollständig rationalen Erwartungs-  
bildung bei allen Devisenhändlern zugunsten einer verhaltensorientierten Model-  
lierung. Diese Modellierung basiert auf der Beobachtung der Preisdynamik am  
Devisenmarkt sowie den Befragungen von Devisenhändlern im Hinblick auf ih-  
re Handelsstrategie. Hierauf aufbauend kann die Preisbildung am Devisenmarkt  
dann als maßgeblich abhängig von der jeweils im Markt dominierenden – ent-  
weder an makroökonomischen Fundamentaldaten orientierten oder aber charttech-  
nisch motivierten – Handelsstrategie betrachtet werden. Um in einem längerfristig  
charttechnisch dominierten Marktumfeld die potentiell damit einhergehende funda-  
mentale Fehlbewertung des Wechselkurses zu korrigieren, können Devisenmarkt-  
intervention theoretisch als koordinierendes Signal zum gemeinsamen Marktein-  
tritt für die Fundamentalisten dienen. Dadurch wird potentiell die Vorherrschaft der

charttechnisch orientierten Handelsstrategie am Devisenmarkt gebrochen und eine sich längerfristig selbstverstärkende Anpassung an die Fundamentalbewertung ausgelöst. Über den so beschriebenen Koordinationskanal kann folglich eine effektive Wirkung von Devisenmarktintervention im Sinne einer Misalignmentbekämpfung abgeleitet werden.

Die konzeptionelle Überlegenheit des Koordinationskanals ggü. den traditionellen Wirkungskanälen von Devisenmarktintervention wurde dabei im Rahmen dieser Arbeit deutlich herausgestellt. Diese zeigte sich grundsätzlich auch bei den vorgestellten ökonometrischen Studien zur empirischen Überprüfung dieses Kanals. Hierbei wurde die Wirksamkeit des Koordinationskanal über den Einfluß der Interventionsmaßnahmen auf einen sog. Vertrauensparameter der Fundamentalanalyse getestet. Für die meisten Zentralbanken ließ sich dabei ein signifikanter Zusammenhang zwischen Intervention und Vertrauensparameter belegen. Allerdings konnte gerade für die – im gleichen Zeitraum als potentiell effektiv angesehenen – Interventionen der Bundesbank im DM/US-Dollar-Markt kein statistisch signifikanter Beleg für eine Wechselkursbeeinflussung im Sinne des Koordinationskanals gefunden werden.

Eine mögliche Erklärung hierfür konnte aus der – über die (Arbeits-)Hypothese 3 motivierten – Analyse des Sterilisationsgrades von Devisenmarktintervention abgeleitet werden. Als ein entscheidender Aspekt der in diesem Zusammenhang vorgestellten empirischen Studien erwies sich dabei die Unterscheidung zwischen einer kurzfristigen und einer langfristigen Sterilisation von Devisenmarktintervention. In Bezug auf Erstere ließen die Studien den Schluß zu, daß die Interventionen der Bundesbank einen tendenziell höheren kurzfristigen Sterilisationsgrad aufwiesen als z.B. die Interventionsmaßnahmen in Japan. Vor diesem Hintergrund läßt sich argumentieren, daß die Beeinflussung der Wechselkursentwicklung über den Koordinationskanal in Deutschland wegen des tendenziell hohen Sterilisationsgrades der kurzfristigen Interventionsmaßnahmen geringer ausfiel als bspw. in Japan. Diese Argumentation stützt sich auf die zuvor theoretisch abgeleitete These, daß eine kurzfristig nicht bzw. nur partiell sterilisierte Interventionsmaßnahme eine potentiell größere Signalwirkung auf die Fundamentalisten auszuüben vermag als eine vollständig sterilisierte Intervention. Insofern konnte gleichzeitig eine potentielle Relevanz des kurzfristigen Sterilisationsgrades für die Wirksamkeit des Koordinationskanals aufgedeckt werden, was eine – in der Literatur bislang noch unberücksichtigte – zusätzliche Komponente hinsichtlich der möglichen Effekte von Interventionsmaßnahmen auf die Preisbildung am Devisenmarkt darstellt.

Zum Abschluß der Analyse wurden die jüngsten Interventionsmaßnahmen in der Schweiz sowie in Japan in einen größeren wirtschafts- und vor allem geldpolitischen Kontext eingeordnet. Hierbei ergaben sich deutliche Hinweise darauf, daß in beiden Ländern ein eher geringer ökonomischer Anreiz bestand, die langfristigen Geldmengeneffekte ihrer Interventionsmaßnahmen vollständig zu sterilisieren. Als mögliche Begründung für eine derartige wirtschaftspolitische Entscheidung wurde in diesem Zusammenhang die Hypothese erörtert, daß die Interventionsmaßnahmen als Weiterführung einer expansiven geldpolitischen Strategie und nicht in erster Linie als wirtschaftspolitisches Instrument zur Wechselkursbeeinflussung anzuse-

hen sind. Daher besteht die Möglichkeit, daß die Interventionen der SNB im Jahr 2009 sowie des MoF in den Jahren 2003 und 2004 – im Gegensatz zu den Interventionsmaßnahmen in den 1980er und 1990er Jahren – im Rahmen dieser Arbeit möglicherweise nicht zielgerichtet im Hinblick auf ihre Effektivität beurteilt werden können.

Die im Rahmen des Mikrostrukturansatz gewonnenen Erkenntnisse stellen zweifelsfrei einen signifikanten Fortschritt für das Verständnis und die ökonomische Bewertung von Devisenmarktintervention dar. Dennoch sind in diesem Zusammenhang auch weitere und neue Fragestellungen aufgeworfen worden, die den Gegenstand weiterer Forschung bilden könnten. Ausgehend von den aus der Eventstudie abgeleiteten Ergebnissen kann in diesem Kontext z.B. die Notwendigkeit einer konzeptionellen Modifikation des Vitale-Modells abgeleitet werden. Im Vordergrund sollte dabei eine Anpassung der Objektfunktion insbesondere im Hinblick auf den Gewichtungsparameter für die Verfolgung eines Wechselkursziels stehen. Dieser sollte als Bestandteil der Beliefstruktur des Marketmakers und nicht als konstanter exogener Parameter im Modell implementiert werden, um die theoretische Wirksamkeit des Signalling-Kanals besser abzubilden. Möglicherweise lässt sich auf dieser Grundlage auch die – über die Eventstudie nur qualitativ abgeleitete – Rolle der Interventionsrichtung für die Glaubwürdigkeit der Zentralbank besser quantifizieren.

Ein weiterer wichtiger Aspekt, der in dieser Arbeit aufgezeigt wurde, besteht darin, daß der Grad der (kurzfristigen) Sterilisation die Wirksamkeit des Koordinationskanals beeinflussen kann. Um die Relevanz des Sterilisationsgrades empirisch zu untersuchen, bedarf es aber einer Berücksichtigung dieses Aspektes in der ökonometrischen Modellstruktur zur Überprüfung des Koordinationskanals. Eine Grundvoraussetzung hierfür besteht aber – in Anlehnung an die vorgestellten empirischen Studien für Japan – darin, auf der Basis von Tagesdaten Reaktionsfunktionen für andere Notenbanken aufzustellen.

Abschließend hat die Diskussion der Interventionsmaßnahmen in Japan und der Schweiz gezeigt, daß die Verengung des Effektivitätsbegriffs auf die Beeinflussung der Wechselkursentwicklung nicht unproblematisch ist. Obwohl eine weitergehende ökonomische Analyse zur Effektivität von Devisenmarktintervention – über deren Wirkung auf den Wechselkurs hinaus – deutlich schwieriger umzusetzen ist, wäre eine solche Analyse gleichwohl wünschenswert. So könnten zum einen die wirtschaftspolitischen Motive bzw. die wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen einer Interventionsmaßnahme berücksichtigt und zum anderen deren Zielerreichung an gesamtwirtschaftlichen Variablen – über die Beeinflussung des nominalen Wechselkurses hinaus – analysiert werden.

# Literaturverzeichnis

- Akerlof, G. A. (1970): The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3):488–500.
- Almekinders, G. J. und S. C. W. Eijffinger (1996): A friction model of daily Bundesbank and Federal Reserve intervention. *Journal of Banking & Finance*, 20(8):1365 – 1380.
- Andersen, T. G.; T. Bollerslev; F. X. Diebold und C. Vega (2003): Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange. *American Economic Review*, 93(1):38–62.
- Bacchetta, P. und E. van Wincoop (2006): Can Information Heterogeneity Explain the Exchange Rate Determination Puzzle? *American Economic Review*, 96(3):552–576.
- Barro, R. J. und D. B. Gordon (1983): Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1):101 – 121.
- Beine, M.; P. De Grauwe und M. Grimaldi (2009): The impact of FX central bank intervention in a noise trading framework. *Journal of Banking and Finance*, 33(7):1187 – 1195.
- Berger, D. W.; A. P. Chaboud; S. V. Chernenko; E. Howorka und J. H. Wright (2008): Order flow and exchange rate dynamics in electronic brokerage system data. *Journal of International Economics*, 75(1):93 – 109.
- Bernal, O. (2006): Do interactions between political authorities and central banks influence FX interventions? Evidence from Japan. *DULBEA Working Papers 06-03.RS, ULB – Université Libre de Bruxelles*.
- Bhattacharya, U. und P. Weller (1997): The advantage to hiding one's hand: Speculation and central bank intervention in the foreign exchange market. *Journal of Monetary Economics*, 39(2):251 – 277.
- BIS (2010): Triennial Central Bank Survey: Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2010. *Bank for International Settlements, Basel*.
- Bjponnes, G. H. und D. Rime (2005): Dealer behavior and trading systems in foreign exchange markets. *Journal of Financial Economics*, 75(3):571 – 605.
- Blanchard, O. J. (1979): Speculative bubbles, crashes and rational expectations. *Economics Letters*, 3(4):387 – 389.
- Boughton, J. M. (1987): Tests of the performance of reduced-form exchange rate models. *Journal of International Economics*, 23(1-2):41 – 56.
- Brandner, P.; H. Grech und H. Stix (2006): The effectiveness of central bank intervention in the EMS: The post 1993 experience. *Journal of International Money and Finance*, 25(4):580 – 597.
- Branson, W. H. (1981): Macroeconomic Determinants of Real Exchange Rates. *NBER Working Papers 0801, National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Branson, W. H.; H. Halttunen und P. Masson (1977): Exchange rates in the short run: The dollar-deutschmark rate. *European Economic Review*, 10(3):303 – 324.

- Breedon, F. und P. Vitale (2010): An empirical study of portfolio-balance and information effects of order flow on exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(3):504 – 524.
- Brock, W. A. und C. H. Hommes (1997): A Rational Route to Randomness. *Econometrica*, 65(5):1059 – 1095.
- Brock, W. A. und C. H. Hommes (1998): Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a simple asset pricing model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22(8-9):1235 – 1274.
- Brunnermeier, M. K. (2001): *Asset Pricing under Asymmetric Information - Bubbles Crashes, Technical Analysis and Herding*. Oxford University Press, New York.
- Cheung, Y.-W. und M. D. Chinn (2001): Currency traders and exchange rate dynamics: a survey of the US market. *Journal of International Money and Finance*, 20(4):439–471.
- Cheung, Y.-W.; M. D. Chinn und A. Garcia Pascual (2005): Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, 24(7):1150 – 1175.
- Cheung, Y.-W. und C. Y.-P. Wong (2000): A survey of market practitioners' views on exchange rate dynamics. *Journal of International Economics*, 51(2):401 – 419.
- Clarida, R.; J. Gali und M. Gertler (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *NBER Working Papers 7147*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Copeland, T. E. und D. Galai (1983): Information Effects on the Bid-Ask Spread. *Journal of Finance*, 38(5):1457 – 1469.
- De Grauwe, P. (1988): Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 35(1):63 – 84.
- De Grauwe, P. und M. Grimaldi (2005): Heterogeneity of agents, transactions costs and the exchange rate. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29(4):691 – 719.
- De Grauwe, P. und M. Grimaldi (2006): Exchange rate puzzles: A tale of switching attractors. *European Economic Review*, 50(1):1 – 33.
- Devereux, M. B. und C. Engel (2002): Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect. *Journal of Monetary Economics*, 49(5):913 – 940.
- Dominguez, K. M. E. (1991): Market Responses To Coordinated Central Bank Intervention. *NBER Working Papers 3192*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Dominguez, K. M. E. (1992): *Exchange Rate Efficiency and the Behavior of International Asset Markets*. Taylor & Francis, Justus-Liebig-Universität Gießen.
- Dominguez, K. M. E. (2003): The market microstructure of central bank intervention. *Journal of International Economics*, 59(1):25–45.
- Dominguez, K. M. E. und J. A. Frankel (1993a): Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect. *American Economic Review*, 83(5):1356–1369.
- Dominguez, K. M. E. und J. A. Frankel (1993b): *Does Foreign Exchange Intervention Work?* Nr. 16 in Peterson Institute Press: All Books. Peterson Institute for International Economics.
- Dooley, M. und P. Isard (1982): A portfolio-balance rational-expectations model of the dollar-mark exchange rate. *Journal of International Economics*, 12(3-4):257 – 276.
- Dornbusch, R. (1976): Expectation and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84:1161–1176.
- Edison, H. J. (1993): The Effectiveness of Central-Bank Intervention: A Survey of the Litterature after 1982. *Princeton Studies in International Economics 18, International Economics Section, Departement of Economics Princeton University*.
- Eijffinger, S. und N. P. D. Gruijters (1991): On the short-term objectives of daily intervention by the Deutsche Bundesbank and the Federal Reserve System in the U.S. Dollar-Deutsche Mark exchange market. *Kredit und Kapital*, 24:50 – 72.
- Ellison, G. (1993): Learning, Local Interaction, and Coordination. *Econometrica*, 61(5):1047–1071.
- Engle, R. F. und C. W. J. Granger (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2):251–276.
- Evans, M. D. D. und R. K. Lyons (1999): Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *NBER Working Papers 7317*, National Bureau of Economic Research, Inc.

- Evans, M. D. D. und R. K. Lyons (2001): Portfolio Balance, Price Impact, and Secret Intervention. *NBER Working Papers 8356, National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Fama, E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2):383–417.
- Fatum, R. und M. M. Hutchison (1999): Is Intervention a Signal of Future Monetary Policy? Evidence from the Federal Funds Futures Market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 31(1):54 – 69.
- Fatum, R. und M. M. Hutchison (2003): Is sterilised foreign exchange intervention effective after all? an event study approach. *Economic Journal*, 113(487):390 – 411.
- Fatum, R. und M. M. Hutchison (2005): Foreign exchange intervention and monetary policy in Japan, 2003–04. *International Economics and Economic Policy*, 2:241–260.
- Flood, M. D. (1994): Market structure and inefficiency in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 13(2):131 – 158.
- Frankel, J. A. (1984): Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination. In: *Exchange Rate Theory and Practice*, National Bureau of Economic Research, Inc, S. 239–260.
- Frankel, J. A. und K. A. Froot (1986): Understanding the U.S. Dollar in the Eighties: The Expectations of Chartists and Fundamentalists. *The Economic Record*, 0(0):24 – 38, Supplement.
- Frankel, J. A. und K. A. Froot (1990): Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market. *American Economic Review*, 80(2):181–185.
- Frankel, J. A. und K. A. Froot (1991): Chartists, Fundamentalists and the Demand for Dollars. *NBER Working Paper 1655, National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Frankel, J. A. und A. K. Rose (1995): Empirical research on nominal exchange rates. In: *Handbook of International Economics*, Bd. 3, Hg. G. M. Grossman und K. Rogoff, Elsevier, S. 1689 – 1729.
- Frenkel, M.; C. Pierdzioch und G. Stadtmann (2005): Japanese and U.S. interventions in the yen/U.S. dollar market: estimating the monetary authorities' reaction functions. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(4-5):680 – 698.
- Gaiotti, E. und S. Micossi (1989): *Cooperation in managing the dollar (1985-87): Interventions in foreign exchange markets and interest rates*, Bd. 119. Banca d'Italia.
- Gandolfo, G. (2004): *Elements of International Economics*. Springer-Verlag, Berlin, 1. Aufl.
- Garman, M. B. (1976): Market microstructure. *Journal of Financial Economics*, 3(3):257 – 275.
- Glosten, L. R. und P. R. Milgrom (1985): Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14(1):71 – 100.
- Greene, W. H. (2003): *Econometric Analysis*. Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ, 5. Aufl.
- Grossman, S. J. und J. E. Stiglitz (1980): On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *American Economic Review*, 70(3):393 – 408.
- von Hagen, J. (1989): Monetary targeting with exchange rate constraints: the Bundesbank in the 1980's. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*.
- Haruvy, E. und D. O. Stahl (2004): Deductive versus inductive equilibrium selection: experimental results. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 53(3):319 – 331.
- Hasbrouck, J. (1991): Measuring the Information Content of Stock Trades. *The Journal of Finance*, 46(1):179–207.
- Hauck, A. und U. Neyer (2010): The Euro Area Interbank Market and the Liquidity Management of the Eurosystem in the Financial Crisis. *DICE Discussion Paper No 9, HHU Düsseldorf*.
- Hellwig, M. F. (1980): On the aggregation of information in competitive markets. *Journal of Economic Theory*, 22(3):477 – 498.
- Ho, T. und H. R. Stoll (1981): Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 9(1):47 – 73.
- Holthausen, R. W.; R. W. Leftwich und D. Mayers (1990): Large-block transactions, the speed of response, and temporary and permanent stock-price effects. *Journal of Financial Economics*, 26(1):71 – 95.
- Hoshi, T. und A. K. Kashyap (2004): Japan's Financial Crisis and Economic Stagnation. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(1):3 – 26.

- Humpage, O. F. (1989): On the Effectiveness of Exchange-Market Intervention. *Papers, Federal Reserve Bank of Cleveland*.
- Humpage, O. F. (2000): The United States as an informed foreign-exchange speculator. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(3-4):287 – 302.
- Humpage, O. F. und W. P. Osterberg (1992): Intervention and the foreign exchange risk premium: An empirical investigation of daily effects. *Global Finance Journal*, 3(1):23 – 50.
- Ito, T. (2002): Is Foreign Exchange Intervention Effective?: The Japanese Experiences in the 1990s. *NBER Working Papers 8914*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Jeanne, O. und L. E. O. Svensson (2007): Credible Commitment to Optimal Escape from a Liquidity Trap: The Role of the Balance Sheet of an Independent Central Bank. *American Economic Review*, 97(1):474–490.
- Johansen, S. (1992): Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, 52(3):389 – 402.
- Kahneman, D. und A. Tversky (1979): Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2):263 – 292.
- Kaminsky, G. L. und K. K. Lewis (1996): Does foreign exchange intervention signal future monetary policy? *Journal of Monetary Economics*, 37(2-3):285 – 312.
- Killeen, W. P.; R. K. Lyons und M. J. Moore (2006): Fixed versus flexible: Lessons from EMS order flow. *Journal of International Money and Finance*, 25(4):551 – 579.
- Klein, M. W. (1993): The accuracy of reports of foreign exchange intervention. *Journal of International Money and Finance*, 12(6):644 – 653.
- Klein, M. W. und E. Rosengren (1991): Foreign exchange intervention as a signal of monetary policy. *New England Economic Review*, S. 39 – 50.
- Kydland, F. E. und E. C. Prescott (1977): Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85(3):473–492.
- Kyle, A. S. (1985): Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53(6):1315 – 1335.
- Luca, C. (1995): *Trading in the global currency markets*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ, 1. Aufl.
- Lundbergh, S. und T. Teräsvirta (1998): Modelling economic high-frequency time series with STAR-STGARCH models. *Working Paper No. 291*, Stockholm School of Economics.
- Lyons, R. K. (1995): Tests of microstructural hypotheses in the foreign exchange market. *Journal of Financial Economics*, 9(2-3):321 – 351.
- Lyons, R. K. (1997): A simultaneous trade model of the foreign exchange hot potato. *Journal of International Economics*, 42(3-4):275 – 298.
- Lyons, R. K. (1998): Profits and position control: a week of FX dealing. *Journal of International Money and Finance*, 17(1):97 – 115.
- Lyons, R. K. (2001): *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, Bd. 1 von MIT Press Books. The MIT Press, Cambridge.
- MacKinlay, A. C. (1997): Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1):13 – 39.
- Marsh, I. W. und C. O'Rourke (2004): *Customer order flow and exchange rate movements: is there really information content*. Mimeo, Cass Business School, London.
- Mas-Colell, A.; M. D. Whinston und J. R. Green (1995): *Microeconomic Theory*. Oxford University Press.
- Meese, R. (1990): Currency Fluctuations in the Post-Bretton Woods Era. *Journal of Economic Perspectives*, 4(1):117 – 34.
- Meese, R. A. und K. Rogoff (1983): Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2):3 – 24.
- Morris, S. und H. S. Shin (1998): Unique Equilibrium in a Model of Self-Fulfilling Currency Attacks. *American Economic Review*, 88(3):587 – 597.
- Morris, S. und H. S. Shin (2000): Rethinking Multiple Equilibria in Macroeconomic Modeling. *NBER Macroeconomics Annual*, 15:139 – 161.
- Morris, S. und H. S. Shin (2002): Social Value of Public Information. *American Economic Review*, 92(5):1521–1534.

- Mossin, J. (1966): Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4):768 – 783.
- Mussa, M. (1981): *The Role of official Intervention*. The Group of Thirty, New York.
- Neely, C. J. (2000a): Are changes in foreign exchange reserves well correlated with official intervention? *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, S. 17 – 32.
- Neely, C. J. (2000b): The practice of central bank intervention: looking under the hood. *Working Papers, Federal Reserve Bank of St. Louis*.
- Neely, C. J. (2005): An analysis of recent studies of the effect of foreign exchange intervention. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, S. 685 – 718.
- Neely, C. J. (2008): Central bank authorities' beliefs about foreign exchange intervention. *Journal of International Money and Finance*, 27(1):1 – 25.
- Neumann, M. J. M. (1984): Intervention in the mark/dollar market: the authorities' reaction function. *Journal of International Money and Finance*, 3(2):223 – 239.
- Obstfeld, M. (1983): Exchange rates, inflation, and the sterilization problem: Germany, 1975-1981. *European Economic Review*, 21(1-2):161 – 189.
- Obstfeld, M. (1997): Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features. *NBER Working Papers 5285, National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Obstfeld, M. und K. Rogoff (1995): Exchange Rate Dynamics Redux. *Journal of Political Economy*, 103(3):624–60.
- O'Hara, M. (2000): *Market Microstructure Theory*. Blackwell Publishers.
- Prati, A.; L. Bartolini und G. Bertola (2003): The overnight interbank market: Evidence from the G-7 and the Euro zone. *Journal of Banking & Finance*, 27(10):2045 – 2083.
- Radner, R. (1979): Rational Expectations Equilibrium: Generic Existence and the Information Revealed by Prices. *Econometrica*, 47(3):655 – 78.
- Reeves, S. F. (1997): Exchange rate management when sterilized interventions represent signals of monetary policy. *International Review of Economics & Finance*, 6(4):339 – 360.
- Reinhold, C. (2006): Mikrostruktur des Devisenmarktes, Auftragsfluss und Wechselkursentwicklung. In: *Europäische Hochschulschriften, Band 3200, Aufl. V*, Peter Lang.
- Reitz, S.; J. C. Ruelke und M. P. Taylor (2010): On the nonlinear influence of Reserve Bank of Australia interventions on exchange rates. *Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2010-08, Deutsche Bundesbank, Research Centre*.
- Reitz, S. und U. Slopek (2009): Non-Linear Oil Price Dynamics: A Tale of Heterogeneous Speculators? *German Economic Review*, 10(3):270 – 283.
- Reitz, S. und M. P. Taylor (2006): The coordination channel of foreign exchange intervention: a nonlinear microstructural analysis. *Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2006-08, Deutsche Bundesbank, Research Centre*.
- Reitz, S. und M. P. Taylor (2008): The coordination channel of foreign exchange intervention: A nonlinear microstructural analysis. *European Economic Review*, 52(1):55 – 76.
- Reitz, S. und M. P. Taylor (2012): FX intervention in the Yen-US dollar market : a coordination channel perspective. *International Economics and Economic Policy*, Vol.9(2):111 – 128.
- Rogoff, K. (1996): The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2):647 – 668.
- Rotemberg, J. J. und M. Woodford (1998): An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version. *NBER Working Papers 233, National Bureau of Economic Research, Inc.*
- Salop, S. und J. E. Stiglitz (1977): Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion. *The Review of Economic Studies*, 44(3):493–510.
- Salop, S. und J. E. Stiglitz (1982): The Theory of Sales: A Simple Model of Equilibrium Price Dispersion with Identical Agents. *American Economic Review*, 72(5):1121–1130.
- Sarno, L. und M. P. Taylor (2001): Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work? *Journal of Economic Literature*, 39:839 – 868.
- Sethi, R. (1996): Endogenous regime switching in speculative markets. *Structural Change and Economic Dynamics*, 7(1):99 – 118.
- Sharpe, W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3):425 – 442.

- Shleifer, A. und L. H. Summers (1990): The Noise Trader Approach to Finance. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2):19–33.
- Siebke, J. und H. J. Thieme (1995): *Geldpolitik. Zwanzig Jahre Geldmengensteuerung in Deutschland*. Nomos Verlag, Baden Baden.
- Smeets, H. D. (2007): Währung und Internationale Finanzmärkte. In: *Vahlens Kompendium der Wirtschaftstheorie und Wirtschaftspolitik*, 9. Aufl., Verlag Vahlen, München, S. 267–330.
- SNB (2012a): Bilanzpositionen der SNB per September 2012. *Statistische Publikationen der SNB*.
- SNB (2012b): Monatsbericht Dezember 2012. *Statistisches Monatsheft*.
- Stix, H. (2007): Impact of Central Bank Intervention during Periods of Speculative Pressure: Evidence from the European Monetary System. *German Economic Review*, 8(3):399 – 427.
- Stoll, H. R. (1978): The Supply of Dealer Services in Securities Markets. *The Journal of Finance*, 33(4):1133 – 1151.
- Taylor, A. M. (1996): International Capital Mobility in History: Purchasing-Power Parity in the Long Run. *NBER Working Papers 5742*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Taylor, M. P. (2005): Official Foreign Exchange Intervention as a Coordinating Signal in the Dollar – Yen Market. *Pacific Economic Review*, 10(1):73 – 82.
- Taylor, M. P. und H. Allen (1992): The use of technical analysis in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 11(3):304 – 314.
- Teräsvirta, T. (1994): Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425):208 – 218.
- Tirole, J. (1985): Asset Bubbles and Overlapping Generations. *Econometrica*, 53(6):1499 – 1528.
- Vega-Redondo, F. (2003): *Economics and the Theory of Games*, Bd. 1. Cambridge University Press.
- Vitale, P. (1999): Sterilised central bank intervention in the foreign exchange market. *Journal of International Economics*, 49(2):245 – 267.
- Vitale, P. (2003): Foreign exchange intervention: how to signal policy objectives and stabilise the economy. *Journal of Monetary Economics*, 50(4):841 – 870.
- Vitale, P. (2007): An assessment of some open issues in the analysis of foreign exchange intervention. *International Journal of Finance & Economics*, 12(2):155 – 170.
- Walsh, C. E. (1995): Optimal Contracts for Central Bankers. *American Economic Review*, 85(1):150–167.
- Walsh, C. E. (2010): *Monetary Theory and Policy, Third Edition*, Bd. 1 von *MIT Press Books*. The MIT Press, Cambridge.
- Watanabe, T. und T. Yabu (2013): The great intervention and massive money injection: The Japanese experience 2003-2004. *Journal of International Money and Finance*, 32(0):428 – 443.
- Westerhoff, F. H. (2003): Central bank intervention and feedback traders. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(5):419 – 427.
- Westerhoff, F. H. und S. Reitz (2003): Nonlinearities and Cyclical Behavior: The Role of Chartists and Fundamentalists. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 7(4):3.
- Young, P. (1993): An Evolutionary Model of Bargaining. *Journal of Economic Theory*, 59(1):145 – 168.