



Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven

Ulrich Bindseil

Diskussionspapier 1/97
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

Januar 1997

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung des Autors und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Straße 14, 60431 Frankfurt am Main
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet

ISBN 3-932002-24-5

Reserve Requirements and Economic Stabilization

English summary

This paper focuses on the question whether reserve requirements can contribute anything to the stabilization of financial markets and economic activity. Two potential stabilization effects of minimum reserves are reviewed separately:

- By raising the banks' costs of creating deposit money, unremunerated reserve requirements may stabilize the monetary sector of the economy and reduce the impact of monetary shocks on real economic activity. In contrast to the redundancy hypothesis advanced by Horrigan [1988], this paper argues that in the real world (in which information is dispersed), the stabilization impact of reserve requirements is idiosyncratic. However, it should be difficult to concretely estimate the corresponding optimal reserve ratios for a certain economy.

- A reserve requirement that has to be fulfilled only on average within a certain reserve maintenance period enhances the flexibility of banks in their money management and contributes to the smoothing of short-term interest rates, as transitory liquidity shocks are mapped into interest rate variations in a cushioned way. The former literature failed to explain the informational and real sector consequences of the smoothing of money market interest rates by reserve requirements with averaging. This paper argues that the central bank could always achieve a complete smoothing of interest rates by an infinite interest rate elasticity of money supply at a certain interest rate (implemented by standing facilities), and that the fact that most of the central banks have not implemented such a system shows that these central banks do not really want to smooth *à tout prix*. They prefer certain market developments to be reflected in interest rate movements. The smoothing argument is further developed to be able to address such questions. In the framework of a signal extraction model, the paper illustrates that an averaging option may facilitate, for private market observers as well as for the central bank, *improved extraction of the permanent component in the money market interest rate* and thus enhance the aggregation of a certain type of dispersed information into prices according to Hayek [1945].

Inhaltsverzeichnis

I. Einleitung	1
II. Wirkungen einer Mindestreserve, die nicht unmittelbar informationsökonomischer Natur sind	5
II.1 Schaffung einer strukturellen Nachfrage nach Zentralbankgeld	5
II.2 Allokative Wirkungen einer Mindestreservepflicht durch ihren Besteuerungscharakter	6
III. Unverzinsten Mindestreserven als Mittel der makroökonomischen Stabilisierung durch eine Verteuerung der Depositengeldschaffung der Banken	8
IV. Erhöhung der Informationseffizienz des Geldmarktes durch die Möglichkeit der Durchschnittsbildung bei der Reservesollerfüllung	17
IV.1 Wohlfahrtsökonomische Begründung einer Dezentralisierung von monetären Gestaltungsspielräumen	17
IV.2 Modellidee	19
IV.3 Der Informationsgehalt des Geldmarktzinses mit unbegrenzter Durchschnittsbildung und ohne Durchschnittsbildung	22
IV.4 Wirkung einer Begrenzung der Finanzierungssalden	34
IV.5 Wirkung einer Gebührenbelastung der Arbitrageaktivität	36
IV.6 Wirkung eines Zinskorridors in Form einer Einlage- und Lombardfazilität	39
IV.7 Auswahl und Kombination von Eingrenzungen der Durchschnittsbildung	40
V. Schlußfolgerungen	45
Anhang 1: Herleitung der Kleinst-Quadrat-Signalextraktionsformel	48
Anhang 2: Ableitung des Informationsgehaltes des Geldmarktzinses bei einer eingeschränkten Option zur Durchschnittsbildung	50
Literaturverzeichnis	56

Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven¹

I. Einleitung

In zahlreichen Fachaufsätzen² und offiziellen Stellungnahmen von Notenbanken³ sind die allokativen Vorteile einer Geldordnung mit Mindestreservepflicht systematisch dargelegt worden. Dabei scheint sich die Einteilung der positiven Wirkungen einer Mindestreservepflicht in die folgenden vier Aspekte als Konsens entwickelt zu haben:

1. Die Notenbank kann mit Hilfe von Mindestreservepflichtigen eine strukturelle Nachfrage nach Zentralbankgeld erzwingen und Veränderungen der 'natürlichen' strukturellen Nachfrage nach Zentralbankgeld durch Veränderungen der Mindestreservepflicht zumindest grob neutralisieren.
2. Eine unverzinsten Mindestreserve ist auch eine Art Steuer auf die Depositengeldschaffung der Banken. Diese Steuer ist "gerechtfertigt" in Anbetracht von Gegenleistungen der Notenbank, oder sie ist allokativ optimal im Sinne der Theorie der optimalen Besteuerung.
3. Als Verteuerung der Schaffung von Depositengeld stabilisiert die Mindestreservepflicht bei Nicht-Verzinsung der Reserven den monetären Sektor und verringert damit die realwirtschaftlichen Wirkungen, die von bestimmten Schocks im monetären Sektor ausgehen. Als wichtiges Element dieser Stabilisierung wird häufig die Erhöhung der (negativen) Zinselastizität der Geldnachfrage durch Mindestreserven genannt.
4. Eine Mindestreservepflicht, die nur als *Durchschnitt* innerhalb eines Zeitraumes zu erfüllen ist, ermöglicht den Banken eine höhere Flexibilität in ihrem Geldmanagement und führt zu einer Glättung der kurzfristigen Zinssätze, weil kurzfristige Liquiditätsschocks durch die ermöglichte intertemporale Arbitrageaktivität der Banken nur in abgeschwächter Form auf den Geldmarktzins durchschlagen.

So häufig diese Argumente in der Literatur wiederholt worden sind, so häufig wurden sie auch angezweifelt.⁴ Besonders kritisch haben sich immer wieder Geschäftsbanken

¹Für wertvolle Hinweise möchte ich Walter Böhm, Doug Elmendorf, Daniel Hardy, Heinz Herrmann, Spence Hilton, Mani Kremer, David Maude, Dieter Nautz, Uwe Nebgen, Christian Pfeil, Caroline Willeke und besonders Robert Fecht danken. Natürlich gehen alle verbleibenden Fehler zu meinen Lasten.

²Z.B. Goodfriend und Hargraves [1983], Friedmann [1988], Repullo [1990], Stevens [1991], Weiner [1992], Feinman [1993], Bank of Japan [1995], Hardy [1996a].

³Z.B. Deutsche Bundesbank [1995, 119-130] (enthält eine eingehende Darstellung des deutschen Mindestreservesystems).

⁴Z.B. Carstensen [1988], Stevens [1991], King [1994], Bundesverband Deutscher Banken [1996].

geäußert, die der Mindestreservepflicht unterliegen und die mit ausländischen Geschäftsbanken konkurrieren müssen, für die keine solche Pflicht gilt. So schlußfolgert z.B. der Bundesverband deutscher Banken [1996, 20] in einer Studie über das seiner Auffassung nach wünschenswerte Instrumentarium der Europäischen Zentralbank, "daß die Mindestreserve weder für eine effiziente Geldpolitik noch für die Geldmarktsteuerung zwingend erforderlich ist. Das ESZB sollte darauf verzichten, das Instrument zu aktivieren."

Die zentrale Frage der aktuellen Debatte ist wohl die nach der Wirksamkeit der oben unter 3. und 4. aufgeführten Funktionen der Mindestreserve. Bei beiden geht es letztlich darum, ob die Mindestreservepflicht eine realwirtschaftliche Stabilisierungswirkung entfalten kann. Dabei können beide Funktionen zunächst weitestgehend unabhängig voneinander betrachtet werden: Funktion 3 ist abhängig von der Nicht-Verzinsung und der Höhe der Mindestreservepflicht, jedoch unabhängig von der Durchschnittsbildung; Funktion 4 ist abhängig von der Durchschnittsbildung, jedoch unabhängig von der Verzinsung der Mindestreserve und, sofern die Durchschnittsbildungskapazität von der Mindestreserve entkoppelt wird, auch von der Höhe der Mindestreserve.

In der vorliegenden Arbeit soll der Versuch unternommen werden, die Debatte um beide Funktionen durch einen möglichst konsequenten *informationsökonomischen* Ansatz zu präzisieren. Die wirtschaftliche Realität unterscheidet sich von der Modellwelt der Neoklassik dadurch, daß es Koordinationsprobleme gibt, die auf die Unvollständigkeit und asymmetrische Verteilung der Information zurückzuführen sind. Geld ist eine Institution, die in der Welt der vollständigen Information der Neoklassik kaum Bedeutung hat und nur wie ein "Schleier" zur eigentlichen realen Ökonomie hinzugedacht wird. Hieraus folgt, daß jede Mikrofundierung der Geldtheorie (zu der sowohl die Theorie der Geldordnung als auch die Theorie der Geldpolitik gehören) in letzter Instanz informationsökonomisch sein sollte, was nicht immer hinreichend beachtet wurde.⁵

Es war Hayek [1945, 519], der als erster auf die fundamentale Bedeutung der Unvollständigkeit der Information für das Problem der optimalen Gestaltung der Wirtschaftsordnung hingewiesen hatte:

⁵Diese Kritik ist in gewisser Weise analog zu der von Coase [1960] an der Wohlfahrtsökonomik. Coase hat gezeigt, daß diese auf sehr wackeligen Füßen steht, da sie Phänomene, die nur auf Transaktionskosten zurückzuführen sein können (wie Externalitäten und monopolistische Preissetzung) nicht mit einer entsprechenden Methodik, sondern ad hoc mit der der transaktionskostenfreien neoklassischen Ökonomik untersucht. Eine frühe Einsicht in die Bedeutung der unvollständigen Information und der Transaktionskosten in der Geldtheorie ist Hicks [1935]. Inzwischen gibt es zahlreiche Modelle, die in einer informationsökonomischen Mikrofundierung der Geldtheorie eine Rolle spielen könnten. Bereits in der Geldtheorie angewendet wurden z.B. die Theorie der Signalextraktion (Lucas [1972]), die Theorie der adversen Selektion (Stiglitz und Weis [1981]), die Theorie des Such- und Vertragsanbahnungsverhaltens auf Märkten (Diamond [1984]; Trejos und Wright [1995]), die Theorie spezifischer Investitionen bei unvollständigen Verträgen (Okun [1973]).

“What is the problem we try to solve when we try to construct a rational economic order?... The peculiar character of the problem of a rational economic order is determined precisely by the fact that knowledge of the circumstances of which we must make use never exists in concentrated or integrated form, but solely as the dispersed bits of incomplete and frequently contradictory knowledge which all the separate individuals possess.”

Nun ist das in der vorliegenden Arbeit behandelte Problem der Gestaltung der Geldordnung ein eindeutig ordnungspolitisches im Sinne von Hayek. Jede echte Begründung der Wahl einer Geldordnung muß also wie bereits festgestellt im Kern informationsökonomischer Natur sein. Dies gilt demzufolge auch für die Frage, ob Mindestreservepflichten sinnvoll sind und den Geschäftsbanken ein temporäres Überziehen ihres Reservesolls erlaubt sein sollte.

Ziel der Notenbank muß es sein, ein Geldwesen zu etablieren, welches die Transaktionskosten in der Realwirtschaft (durch die Bereitstellung eines Tauschmediums, eines Wertaufbewahrungsmittels und eines Wertmessers) möglichst niedrig hält und dabei nicht selbst zu einer Quelle der Destabilisierung und des makroökonomischen Koordinationsversagens wird. Die Instrumente der Notenbank zur Einschränkung der möglicherweise von der monetären Sphäre ausgehenden destabilisierenden Wirkungen lassen sich in zwei Bereiche aufteilen, nämlich (1) in die Gestaltung der *Geldordnung* und (2) in die Wahl einer *Reaktionsfunktion* (einer Funktion, die jeder Beobachtung der Notenbank über den Zustand der Ökonomie bestimmte geldpolitische Handlungen zuordnet). Eine geeignete Spezifizierung beider Instrumente minimiert das Ausmaß des monetär bedingten makroökonomischen Koordinationsversagens und maximiert in diesem Sinne die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt.

Warum begnügt sich die Notenbank nicht damit, die bestmögliche realwirtschaftliche Stabilisierung durch die Wahl einer Reaktionsfunktion zu erreichen? Warum sollte sie sich auch bei der Gestaltung der Geldordnung von dem Motiv der makroökonomischen Stabilisierung leiten lassen? Wiederum liefert Hayek [1945, 524] die grundsätzliche Antwort auf diese Frage. Als erster Ökonom hatte er (als ein überzeugter Gegner der zentralen Planwirtschaft) den fundamentalen Zusammenhang zwischen der Dezentralität des Wissens und der Notwendigkeit einer dezentralisierten Wirtschaftsordnung herausgestellt:

“If we agree that the economic problem of society is mainly one of rapid adaptation to changes in the particular circumstances of time and place, it would seem to follow that the ultimate decisions must be left to the people who are familiar with these circumstances, who know directly of the relevant changes and of the resources immediately available to meet them... We must solve it by some form of decentralization.”

Die These, daß die Gestaltung der Geldordnung für die Stabilität der Makroökonomie

relevant sei, ist mit dieser Einsicht eng verwandt. Wäre sämtliche verfügbare Information über den (monetären) Zustand der Ökonomie bei einer Stelle - der Notenbank - konzentriert, so könnte sich eine Stabilisierungspolitik auf die Wahl einer optimalen Reaktionsfunktion beschränken. Ist die Informationsverteilung in der Ökonomie hingegen dezentral, d.h. verfügen die Privaten in bestimmten Bereichen über Informationsvorsprünge gegenüber der Notenbank, so kann durch eine Gestaltung der Geldordnung (d.h. insbesondere durch die Gestaltung der Anreize der privaten Akteure) das Verhalten des Gesamtsystems in einer Weise verändert und u.U. verbessert werden, die nicht in gleicher Form allein durch die Gestaltung der Reaktionsfunktion der Notenbank möglich wäre.

Die folgende Behandlung der oben genannten Funktionen 3 und 4 der Mindestreserve wird in diesem Sinne jeweils illustrieren, daß (1) die Stabilisierung des realen Sektors durch die Gestaltung des Geldwesens im Rahmen einer letztlich informationsökonomischen Theorie behandelt werden sollte und daß (2) eine echte Dezentralität von Information eine notwendige Bedingung dafür ist, daß bestimmte Stabilisierungseffekte nicht durch die Gestaltung der Reaktionsfunktion, sondern allein durch eine geeignete dezentrale Gestaltung der Anreize der privaten Akteure realisiert werden können.

Der Rest der Arbeit ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt II werden kurz jene Aspekte einer Mindestreserveregelung behandelt, die nur indirekt informationsökonomischer Natur sind. Das ist einmal die Frage, ob die Schaffung einer strukturellen Geldnachfrage durch Mindestreserven notwendig ist oder werden könnte und zweitens die Frage nach den Besteuerungsaspekten von unverzinsten Reserven. In den Abschnitten III und IV werden die beiden Stabilisierungswirkungen durch eine konstante Mindestreservepflicht informationsökonomisch diskutiert. Abschnitt III beschränkt sich weitgehend auf eine Zusammenstellung und Bewertung jener Literatur, die die Wirkungen einer unvollständig verzinsten Mindestreserve (unabhängig von der Durchschnittsbildung) analysiert. In Abschnitt IV geht es um die Wirkungen der Durchschnittsbildung, wobei die Höhe der Mindestreserve und ihre Verzinsung keine Rolle spielen. Hier wird ein eigenes Modell erstellt. In beiden Abschnitten steht in letzter Instanz die Frage im Mittelpunkt, wie eine Mindestreserve bzw. die Option zur Durchschnittsbildung die Informationsströme zwischen Notenbank, Geschäftsbanken und Publikum verbessern und damit zu einer Verringerung des makroökonomischen Koordinationsversagens in Form unnötiger konjunktureller Schwankungen beitragen. In Abschnitt V werden die Ergebnisse zusammengefaßt.

II. Wirkungen einer Mindestreserve, die nicht unmittelbar informationsökonomischer Natur sind

In diesem Abschnitt werden kurz zwei Aspekte der Mindestreserve behandelt, die nicht direkt im Sinne einer informationsökonomisch begründeten Stabilisierungswirkung zu verstehen sind.

II.1 Schaffung einer strukturellen Nachfrage nach Zentralbankgeld

In älteren Begründungen von Mindestreserven wird teilweise angeführt, daß erst diese sicherstellen würden, daß die Giralgeldschöpfung des Geschäftsbankensektors nicht zu einer grenzenlosen Geldvermehrung und damit zu einem unbestimmten Preisniveau führt.⁶ Die für dieses Ergebnis kritische Annahme ist die, daß Bargeld und Giralgeld vollständige Substitute sind. Dies läßt sich gut anhand der Parameter des Geldmengenmultiplikators zwischen Zentralbankgeld und z.B. M1 illustrieren: Ist der Bargeldhaltungskoeffizient unbestimmt (wegen der beliebigen Substituierbarkeit von Bar- und Giralgeld) und ist der Reservehaltungssatz der Banken null, so ist auch der Geldmengenmultiplikator nicht definiert (bzw. 'unendlich'). Ein positiver Mindestreservesatz setzt dann der Geldschöpfung eine Grenze, so daß der Multiplikator und damit M1 eindeutig bestimmt sind.

In der Realität sind jedoch Giral- und Bargeld *keine* perfekten Substitute. Bestehen wohldefinierte, spezifische Präferenzen für die verschiedenen Geldtypen, so können Geschäftsbanken nicht beliebig viel Giralgeld schaffen, da die Bankkunden einen Teil des Geldes in Bargeld zu halten wünschen und entsprechend von den Banken abziehen werden. Auch bei einer Reservehaltung von null ist dann keine unendliche Geldschöpfung möglich. Das monetäre System ist bei gegebener Zentralbankgeldmenge stabil.

Diese derzeitige Stabilität garantiert jedoch nicht, daß nicht Innovationen im Bereich des privaten Geldangebots in näherer Zukunft zu einer größeren Instabilität des Geldmengenmultiplikators oder in weiterer Ferne zu einem recht weitgehenden Rückgang der Nachfrage nach Zentralbankgeld führen werden.⁷ Hieraus läßt sich ein wichtiges Argu-

⁶Siehe Richter [1987, 327-331] für einen Überblick über die ältere Literatur. Das Problem der Notwendigkeit von Mindestreserven wird z.B. bereits von Keynes [1930] und Lutz [1936/1962] ausführlich behandelt. Keynes [1930, I, 23-33] ist zwar nicht der Ansicht, daß die Geschäftsbanken beliebig viel Depositengeld schaffen können, befürwortet aber letztlich doch die Einführung einer Mindestreservepflicht in Großbritannien: "These regulations would greatly strengthen the power of control in the hands of the Bank of England - placing, indeed, in its hands an almost complete control over the volume of bank-money without in any way hampering the legitimate operations of the joint stock banks." (Keynes [1930, II, 77]). Dabei empfiehlt er auch, den Mindestreservesatz im Zeitverlauf in Abhängigkeit von der monetären Situation zu variieren (Keynes [1930, II, 261]).

⁷Fama [1980] untersucht die Rolle von Mindestreserven in einer futuristischen, bargeldlosen Wirtschaft. Bestimmt die Notenbank ein Gut zum *numéraire*, für das es keine natürliche Nachfrage gibt, so könnte eine Geldhaltungspflicht, die als Reserve auf bestimmte Güter definiert wäre, diesem *numéraire* einen

ment für den grundsätzlichen Erhalt des Mindestreserveinstruments ableiten, selbst wenn der Reservesatz aufgrund anderer Überlegungen zunächst auf null abgesenkt würde. Eine Anhebung der Mindestreservepflichten als Antwort auf einen substantiellen Rückgang der Nachfrage nach Zentralbankgeld (oder gar deren Annäherung an null) könnte die grobe Stabilität (oder gar den Erhalt) der Geldordnung garantieren. Das Wissen der privaten Wirtschaftssubjekte um die Fähigkeit der Notenbank, jederzeit die Knappheit des Geldes über eine Mindestreservesatzanpassung zu sichern, stabilisiert die langfristigen Erwartungen und sichert so das für jede arbeitsteilige Wirtschaft unabdingbare Grundvertrauen in das Geldwesen.⁸

Wie ist die in diesem Abschnitt angesprochene Mindestreservefunktion genau von derjenigen, die in Abschnitt III behandelt wird, zu trennen? Die hier in Erwägung gezogenen Schocks sind im Gegensatz zu denen des Abschnitts III nicht transitorischer Natur. Die Reaktion auf sie bestünde in einer *Veränderung* des Mindestreservesatzes. Im Fall eines sehr weitgehenden Rückgangs der Nachfrage nach Zentralbankgeld würde diese Funktion von Mindestreserven zu einer notwendigen Bedingung für den Erhalt des Zentralbankgelds als *numéraire* der Volkswirtschaft. In Abschnitt III wird die Funktion der Mindestreserve als ein sogenannter automatischer Stabilisator ('built-in stabilizer') behandelt, d.h. die Notenbank manipuliert den Mindestreservesatz nicht in Funktion der Schocks, sondern geht davon aus, daß die Existenz eines festen Mindestreservesatzes zu einer automatischen Stabilisierung des Systems führt. Diese Funktion ist allerdings in keinem Fall notwendig für den Erhalt der Geldordnung. Ein weiterer Unterschied ist der, daß bei der hier besprochenen Funktion die Auswahl der reservepflichtigen Bankpassiva beliebig ist (nur die Höhe der durch die Mindestreservepflicht geschaffenen strukturellen Nachfrage nach Zentralbankgeld ist relevant). Bei der in Abschnitt III untersuchten Funktion ist es hingegen bedeutsam, auf welche Bankpassiva sich die Mindestreservepflichten beziehen.

II.2 Allokative Wirkungen einer Mindestreservepflicht durch ihren Besteuerungscharakter

Unverzinst oder unvollständig verzinst Mindestreserven sind zugleich eine Art von Steuer auf die mindestreservepflichtigen Bankeinlagen und stellen eine Einkommensquelle für die Notenbank dar. Steuern führen im Normalfall zu mehr oder weniger starken allokativen Verzerrungen und entsprechenden Wohlfahrtsverlusten.

Wert und damit die Funktionstüchtigkeit sichern. Freilich bestünde die langfristig sinnvollste Lösung in diesem Fall darin, direkt ein reales Gut oder einen Warenkorb als *numéraire* zu wählen. Z.B. Browne [1996] analysiert konkret die aktuellen und in näherer Zukunft zu erwartenden Innovationen im Bereich des Zahlungsverkehrs und der Bargeldverwendung und ihre Auswirkungen auf die makroökonomische Stabilität.

⁸Zu einer speziellen Ausgestaltung eines Mindestreservesystems, das ebenfalls die hier besprochene Funktion erfüllen kann, siehe Remsperger und Angenendt [1995].

Eine Reihe von Aufsätzen untersucht in recht abstrakter Form die Frage nach den allokativen Wirkungen des Besteuerungscharakters der Mindestreserve im Rahmen von Modellen sich überlappender Generationen (Romer [1985], Sargent und Wallace [1985], Freeman [1987], Mourmouras und Russel [1992], Freeman und Haslag [1995]; Davis und Thoma [1995]⁹). Einen verwandten Aspekt analysiert Baltensperger [1982b]: er sieht ein Argument *für* die Mindestreserve darin, daß die Bargeldhaltung durch ihre Nicht-Verzinsung ebenfalls einer Form von Steuer unterliegen würde und somit durch eine Mindestreserve ein verzerrender Substitutionseffekt zwischen Bar- und Giralgeld neutralisiert würde.

Wohlfahrtsökonomisch gesehen geht es letztlich um die Frage, ob unverzinsten Mindestreserven in einer bestimmten Höhe eine optimale Steuer im Sinne der Theorie der optimalen Besteuerung darstellen. Die Theorie der optimalen Besteuerung sagt, grob gesprochen, daß im Optimum die Grenzwohlfahrtskosten der letzten eingenommenen Steuermark bei allen Steuerarten gleich hoch sein müssen. Also hat in bezug auf die Mindestreserve die Frage zu lauten: Entsprechen ihre Grenzwohlfahrtskosten unter Einbeziehung ihrer sämtlichen positiven und negativen Wirkungen den Grenzwohlfahrtskosten der anderen Steuern? Angenommen, die Stabilisierungswirkung einer unverzinsten Mindestreserve, wie sie in Abschnitt III der Arbeit untersucht wird, sei zu vernachlässigen. Da die anderen beiden hier näher untersuchten Argumente für eine Mindestreserve (Abschnitte II.1 und IV) weitgehend unabhängig von deren Verzinsung sind, lastet die Begründung der Nicht-Verzinsung dann ausschließlich auf steuertheoretischen Überlegungen.

Bei offenen Kapitalmärkten (und stabilen Wechselkursen) dürfte jedoch die internationale Beweglichkeit zumindest eines Teils der der Mindestreservepflicht unterliegenden Depositentypen recht hoch sein, so daß kleine Unterschiede in den entsprechenden steuerlichen oder anderweitigen Belastungen zwischen verschiedenen Ländern zu bedeutenden Depositenströmen führen. Die Reagibilität der Besteuerungsbasis auf die Höhe der Steuer ist also hoch. In einem solchen Umfeld sind die entsprechenden Depositentypen als Besteuerungsobjekt relativ ungeeignet, und es kann vermutet werden, daß die nationalen Grenzwohlfahrtskosten der letzten über Mindestreserven eingenommenen Steuermark höher sind, als die anderer Steuern. Mindestreserven auf sensible Depositentypen müßten in diesem

⁹Alle Modelle in dieser Literatur sind deterministisch, so daß eventuelle positive informationsökonomische Auswirkungen der Mindestreserve in ihrem Rahmen nicht untersucht werden können. Romer [1985] weist darauf hin, daß eine Mindestreservepflicht einer Besteuerung der Depositengeldschaffung der Banken nicht völlig entspricht. Er leitet eine optimale staatliche Finanzierungskombination aus Geldmengenwachstum, Mindestreservepflichten und Ausgabe von Schuldtiteln ab. Sargent und Wallace [1985] untersuchen die Wirkung einer Verzinsung von Mindestreserven und kommen zu dem Schluß, daß diese zu einem Kontinuum von Gleichgewichten führen kann. Dieses Ergebnis scheint allerdings von der Annahme abzuhängen, daß alle Formen des Geldes perfekte Substitute sind. Mourmouras und Russel [1992] zeigen, unter welchen Umständen eine unverzinsten Mindestreserve und eine Depositensteuer "broadly equivalent" sind. Freeman und Haslag [1995] sind der Auffassung, daß die Verzerrungseffekte durch Mindestreserven stets stärker sind als die einer auf andere Güter erhobenen, entsprechenden Steuer.

Fall stärker verzinst werden, oder die entsprechenden Mindestreservesätze müßten weiter reduziert werden.¹⁰

Eine Alternative zur *eigenen* Anpassung der Mindestreservesätze bestünde natürlich in einer Einführung der eigenen Bestimmungen in dem gesamten Raum mit hoher Mobilität der betroffenen Depositentypen, also z.B. innerhalb der Europäischen Union. Letztlich geht es um die Angleichung der Mindestreservebestimmungen. Durch sie würde die nationale Reagibilität der Besteuerungsbasis auf die Höhe der Steuer erheblich sinken, so daß besteuierungstheoretische Argumente nur noch in sehr viel schwächerer Form gegen unverzinsten Mindestreserven sprächen.

III. Unverzinsten Mindestreserven als Mittel der makroökonomischen Stabilisierung durch eine Verteuerung der Depositengeldschaffung der Banken

In den in diesem Abschnitt vorgestellten Modellen geht es um das Problem der Minimierung der Wirkung exogener, nicht-antizipierbarer Schocks auf wirtschaftspolitische Zielvariablen. Der Ansatz geht in erster Linie auf die Arbeit von Poole [1970] zurück. Es wird in den einfacheren Spezifikationen davon ausgegangen, daß die reduzierte Form des die Makroökonomie darstellenden Modells die folgende Form hat:¹¹

$$x_t = x_0 + A\epsilon_t \quad (1)$$

Dabei ist $x_t \in R^n$ der Vektor der durch eine entsprechende Transformation stationär gemachten endogenen Variablen des Systems (z.B. das BIP-Wachstum, die Preissteigerungsrate, das Geldmengenwachstum, Zinssätze, etc.), $x_0 \in R^n$ der Vektor deren natürlicher (oder angestrebter) Werte, $\epsilon_t \in R^m$ ein Vektor von exogenen Schocks, die nicht die

¹⁰Remsperger und Angenendt [1995, 401-403] unterscheiden drei Verzerrungswirkungen einer Mindestreservepflicht: internationale Verzerrungen zwischen Finanzplätzen, Verzerrungen zwischen reservepflichtigen Finanzintermediären und nicht-reservepflichtigen (bzw. zwischen nicht reservepflichtigen und reservepflichtigen Anlageformen) und Verzerrungen zwischen verschiedenen reservepflichtigen Banken (die sich u.a. in der Höhe ihrer freiwilligen Reservehaltung unterscheiden). Auch bei einer recht niedrigen Mindestreservepflicht (wie der derzeit in Deutschland gültigen) dürften internationale Verzerrungen bei Depositentypen mit hoher Mobilität weiterhin eine Rolle spielen. Der zweite Typ von Verzerrungen impliziert immerhin, daß permanent beobachtet werden muß, ob neue, nicht reservepflichtige Anlageformen geschaffen werden, die enge Substitute für reservepflichtige Einlagen darstellen. Solche Finanzinnovationen verändern entsprechend die Effizienz der Mindestreservesteuer. Unter Umständen sind sie durch ein regulatorisches Eingreifen zu verhindern.

¹¹Eine immer wieder in der Literatur behandelte Erweiterung des Modells ist die um stochastische Koeffizienten in der strukturellen Darstellung der Ökonomie, siehe z.B. Brainard [1967], Turnovsky [1975], Turnovsky [1977], Canzoneri [1979]. Hier soll dieser Fall, der zu etwas komplizierteren Ergebnissen führt, nicht weiter berücksichtigt werden. Eine weitere interessante Modellerweiterung ist die von Kareken, Muench und Wallace [1973] sowie LeRoy und Waud [1977]. Diese integrieren in einer mehrperiodigen Modellspezifikation das Signalextraktionsproblem in das der makroökonomischen Stabilisierung.

natürlichen bzw. optimalen Werte der endogenen Variablen betreffen und deren Realisationen nicht rechtzeitig von der Notenbank erkannt werden können. Die Erwartungswerte der Elemente von ϵ_t seien null und die Varianz-Kovarianz-Matrix von ϵ_t sei bekannt. Die Matrix $A \in R^{n \times m}$ beschreibt den Zusammenhang zwischen den exogenen Schocks und den endogenen Variablen. Die Notenbank kann mit Hilfe ihrer Politikparameter $\phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_k)$ die Matrix A mitgestalten. Zu den Politikparametern gehören sowohl ordnungspolitische Parameter (wie die Höhe der Mindestreserve und deren Verzinsung) als auch die Parameter der Reaktionsfunktion der Notenbank, die den Zusammenhang zwischen den Beobachtungen der Notenbank über den Zustand der Ökonomie und den geldpolitischen Entscheidungen der Notenbank beschreiben. Die Notenbank hat eine quadratische Zielfunktion der Form:

$$W_t = - \sum_{i=1}^n \delta_i (x_{ti} - x_{0i})^2 \quad (2)$$

Die δ_i stellen die Gewichte der endogenen Variablen in der Zielfunktion der Notenbank dar. Den Erwartungswert dieser Funktion sucht die Notenbank durch die geeignete Wahl der Parameter ϕ zu maximieren, was der Minimierung einer gewichteten Summe der Varianzen der endogenen Variablen gleichkommt.

Nur ein Teil der nachfolgend zusammengefaßten Literatur stellt explizit Mindestreserven in den Mittelpunkt der Analyse. Der andere Teil untersucht primär die Gestaltung der Reaktionsfunktion bzw. die Wahl der Instrumentenvariable. Letztlich geht es jedoch stets um die Gestaltung der Matrix A in der reduzierten Form des oben dargestellten Modells. Im Grunde ist eine getrennte Optimierung von A über die Wahl der Parameter der Reaktionsfunktion einerseits, der ordnungspolitischen Gestaltung von automatischen Stabilisatoren wie der Mindestreserve andererseits gar nicht möglich, da deren jeweilige Effekte interagieren.

Im folgenden wird ein grober Überblick über Teile der umfangreichen Literatur in diesem Bereich gegeben. Die Aufsätze werden thematisch zu vier Gruppen zusammengefaßt. In einem fünften Absatz wird eine eigene Modellvariante beigetragen, die speziell die Bedeutung der Informationsverteilung illustriert.

1. Kaminow [1977], Laufenberg [1979], Froyen und Kopecky [1983], Van Hoose [1986], Weiner [1992] und Brunner und Lown [1993a], [1993b] untersuchen die **Stabilisierungswirkung von Mindestreserven auf monetäre Zwischenzielgrößen wie Geldmengenaggregate oder Zinssätze**.¹² Die Verlustfunktion der Notenbank, die es durch die

¹²Außerdem untersuchen z.B. Kopecky [1988] sowie Lasser [1992] im Rahmen von in der Zeitdimension differenzierteren Modellen die Unterschiede zwischen 'lagged reserve accounting', 'contemporaneous reserve accounting' und 'almost contemporaneous reserve accounting' in bezug auf die Stabilität monetärer Größen. Polleit [1996] geht auf die Bedeutung der Differenzierung der Mindestreservesätze bezüglich verschiedener Banken-Passiva-Typen für die Stabilität verschiedener Geldmengenaggregate ein.

Wahl eines geeigneten Vektors von Politikparametern ϕ zu minimieren gilt, enthält also nur diese Variablen des monetären Sektors und keine eigentlichen Endzielvariablen wie das Preisniveau oder das BIP. Die Aufsätze kommen allgemein zu dem Schluß, daß die Höhe und Verzinsung der Mindestreserve die Stabilität der Geldmenge und der Zinsen beeinflußt und insofern die Mindestreserve ein durchaus nützliches Instrument zur Stabilisierung des monetären Sektors darstellt. Trotz dieses qualitativen Konsenses weist kein Aufsatz nach, daß der tatsächliche Effekt einer Mindestreservesenkung (etwa von dem derzeitigen deutschen oder amerikanischen Niveau ausgehend) auf die Volatilität monetärer Größen sehr stark wäre. Im Gegenteil: Brunner und Lown [1993a, 204], die ihr Modell schätzen, kommen zu dem folgenden Schluß: “[O]ur work... suggests that lower reserve requirements are unlikely to have much impact on volatility in the reserve market. Although there may be other reasons for maintaining a certain level of reserve requirements, a significant increase in volatility of reserves and the funds rate does not appear to be one of them.”

Außerdem ist an dieser Literaturgruppe zu kritisieren, daß Steuerungsgrößen bzw. Zwischenzielgrößen wie der Zinssatz und die Geldmenge keine Endziele sind, so daß fragwürdig ist, warum das ultimative Ziel der Notenbank in einer Stabilisierung der einen oder anderen Größe bestehen sollte. Es wird implizit angenommen, daß ein Instrumentarium, welches die Variabilität monetärer Größen minimiert, zugleich die Variabilität der Endziele gering hält.¹³ Die Kritik an dieser Auffassung stellt nicht in Frage, daß eine mittelfristige Geldmengenstrategie der Notenbank die beste Strategie sein kann, um das Vertrauen der Märkte und letztlich eine hohe Stabilität des Preisniveaus zu erreichen. Zweifelhaft ist jedoch der Versuch, die Wirkung bestimmter (kurzfristiger) monetärer Schocks auf die Geldmenge über eine Mindestreservepflicht reduzieren zu wollen. Ob sich hier die verringerte kurzfristige Volatilität im monetären Sektor nicht in einer höheren Volatilität des realen Sektors niederschlägt, steht a priori nicht fest.

Die restliche hier vorgestellte Literatur analysiert die Stabilisierungswirkung von Reaktionsfunktionen und/oder Mindestreserven **auf die Endzielgrößen Preisniveau und BIP**.

2. Richter [1968] hat als erster Autor die makroökonomische Stabilisierungswirkung unverzinsster Mindestreserven in einem expliziten, den Bankensektor berücksichtigenden Modell thematisiert. Die Wirkung der Veränderung exogener Parameter wird im Rahmen einer komparativ-statischen Multiplikatoranalyse untersucht. Mindestreserven verändern

¹³Auf die allgemeine Problematik dieser Vorgehensweise weist Canzoneri [1977] hin. Siegel [1981, 1073], Baltensperger [1982a, 206] und der Bundesverband deutscher Banken [1996, 19] kritisieren die Stabilisierung von Zwischenzielvariablen speziell im Hinblick auf die Untersuchung der Stabilisierungswirkung von Mindestreserven.

die Multiplikatoren des Modells.¹⁴ Die Wirkung der Mindestreserven auf die interessierenden Multiplikatoren hängt letztlich von verschiedenen Modellparametern ab, allerdings ist laut Richter [1968, 288] der Fall “by far the more plausible”, bei dem sich die Mindestreserve als ein “built-in destabilizer” entpuppt.

Siegel [1981] und Baltensperger [1982a] zeigen im Rahmen von explizit-stochastischen Modellen, daß jene Mindestreservesätze, welche die Variabilität der Preise minimieren, im Normalfall nicht diejenigen sind, die bestimmte monetäre Größen (Zinssätze, Geldmenge-
naggregate) bestmöglich stabilisieren. In beiden Modellen wird die Variabilität des Geldmengenaggregats durch eine 100-prozentige Reservepflicht minimiert. Der Reservesatz, der die Variabilität des Preisniveaus minimiert, hängt jedoch von den Koeffizienten und der Varianz-Kovarianz-Struktur der Schocks ab und kann theoretisch alle Werte zwischen null und eins annehmen. Baltensperger [1982a, 214] gibt sich in seinen Schlußfolgerungen agnostisch: “The fractional reserve system has a flexibility and elasticity that may be a disadvantage in some situations, but that may equally be an advantage in other situations. I conclude that it is difficult and probably not advisable to choose between a low and a high reserve requirement on the basis of this kind of stability considerations.”

Siegel [1981] wagt sich hingegen an eine konkrete Schätzung der vom Standpunkt der Stabilisierung der Endzielvariablen optimalen Reservesätze. Im Rahmen seines Modells gelangt er für die USA im Zeitraum von 1952 bis 1973 zu dem Schluß, daß jener Mindestreservesatz, der die Varianz der Preissteigerungsraten aufgrund von Depositen- und Bargeldnachfrageschocks minimiert hätte, bei 7% lag und insofern der tatsächliche durchschnittliche Satz von 11,5% zu hoch war. Der Unterschied in der (vierteljährlichen) Standardabweichung der Preisniveausteigerung zwischen diesen beiden Mindestreservesätzen war allerdings gering: beim Optimum lag die Standardabweichung bei 0,452%, bei dem höheren Satz bei 0,485%. Bei einem Satz von null betrug sie auch nur etwa 0,5 %. Die Wirkung einer Mindestreservesenkung von einem vom heutigen Standpunkt aus sehr hohen Niveau auf null hätte in Siegels Schätzung also nur eine schwache Wirkung.

3. Poole [1970] untersucht in seinem einflußreichen Aufsatz im Rahmen eines stochastischen IS-LM-Modells die optimale Gestaltung des geldpolitischen Instrumentariums, d.h. die **Wahl zwischen einer Geldmengen- einer Zins- und einer intermediären Steuerung** (ohne besondere Berücksichtigung einer Mindestreserve). Als einer der ersten Autoren rückt er dabei das Problem der Unvollständigkeit der Information in den Mittelpunkt (S. 214): “The choice of instruments problem is clearly a consequence of uncertainty, and analysis of the problem requires a stochastic model.” Das stochastische

¹⁴Das Modell von Richter ist kein explizit stochastisches. Interpretiert man die exogenen Parameter des Modells jedoch als Zufallsvariablen, so ist es nur ein kleiner Schritt, um von der Multiplikatoranalyse zu einer Analyse der Wirkung von Mindestreserven auf die Stabilität der Endzielvariablen zu gelangen.

IS-LM-Modell lautet wie folgt:

$$Y = a_0 + a_1 r + \mu \quad (3)$$

$$M = b_0 + b_1 Y + b_2 r + \nu \quad (4)$$

Dabei sind Y das BIP, M die relevante Geldmenge, r der Zinssatz, a_0, a_1, b_0, b_1, b_2 sind Koeffizienten mit $a_1 < 0, b_1 > 0, b_2 > 0$. Die beiden Zufallsvariablen μ, ν haben jeweils den Erwartungswert null und die Varianz σ_μ^2 bzw. σ_ν^2 sowie die Kovarianz $\sigma_{\nu\mu}$. Sie realisieren sich derart, daß die Notenbank nicht mehr durch eine Veränderung ihrer Instrumentenvariable auf sie reagieren kann. Das Modell hat 2 Gleichungen und 3 Variablen (Y, M, r). Die Notenbank kann M, r oder die Parameter M_0, h in der Linearkombination

$$M = M_0 + h r \quad (5)$$

‘exogen’ bestimmen. In einem nicht-stochastischen Modell (bei vollständiger Information), d.h. wenn $\sigma_\mu^2 = \sigma_\nu^2 = 0$, ist es irrelevant, für welches kurzfristige Operationsziel sich die Notenbank entscheidet. Sowohl die Geldmenge als auch der Zinssatz als auch die Parameter M_0, h können stets so gewählt werden, daß ein gewünschtes (natürliches) BIP realisiert wird.

Dies gilt nicht mehr, wenn Unsicherheit besteht. Bei einer ‘kombinierten’ Politik nach Gleichung (5) (welche die beiden Fälle einer reinen Zins- und Geldmengensteuerung einschließt) ergibt sich für Y die folgende reduzierte Form:

$$Y = \frac{a_0(b_2 - h) + a_1 M_0}{b_2 + a_1 b_1 - h} - \frac{b_2 - h}{b_2 + a_1 b_1 - h} \mu + \frac{a_1}{b_2 + a_1 b_1 - h} \nu \quad (6)$$

Die Varianz von Y um dessen optimales Niveau und damit der Erwartungswert einer quadratischen Verlustfunktion hängen nun in der ex-ante-Betrachtung davon ab, ob die Geldmenge, der Zins oder eine Kombination als operatives Ziel verwendet werden. Welche Zinselastizität des Geldangebotes (welches h) optimal ist, derart, daß sie die Varianz von Y minimiert, hängt von den Koeffizienten und der Varianz-Kovarianz-Struktur der Störterme ab.

Was hat Pooles Erkenntnis mit der Wahl einer optimalen Mindestreserveregelung zu tun? In den Aufsätzen von Richter [1968], Siegel [1981] und Baltensperger [1982a] (Gruppe 2, siehe oben) geht es darum, mit Hilfe der Mindestreserve die Struktur der Makroökonomie zu verändern, das heißt konkret im Rahmen eines IS-LM-Modells, den Steigungswinkel der LM-Kurve zu beeinflussen. Diese Beeinflussung hat analog zu Poole [1970] das Ziel, die Auswirkung der Variabilität von exogenen Schockvariablen auf die Variabilität der ultimativen Zielvariable zu beeinflussen. Nun ist jedoch wie bereits festgestellt eine getrennte Optimierung über die Festsetzung eines Mindestreservesatzes z.B. à la Siegel [1981] auf der einen Seite und über die Spezifikation der Geldangebotsfunktion (5) à la Poole [1970] auf der anderen Seite unsinnig. Die Wahl des einen Parameters beeinflusst den optimalen

Wert des anderen und umgekehrt. Außerdem stellt sich die Frage, ob bei der Optimierung Freiheitsgrade (oder 'Redundanzen') auftreten in dem Sinne, daß unterschiedliche Paare von Instrumenten (Geldangebotsfunktion, Mindestreservesätze) zum selben Ergebnis führen. Ist dies der Fall, so ist u.U. eine Optimierung über die Geldangebotsfunktion ausreichend, so daß eventuelle Wohlfahrtsverluste durch das Instrument der Mindestreserve überhaupt nicht in Kauf genommen werden müssen. Zu diesem Ergebnis kommt Horrigan [1988] in seinem Modell.

4. Horrigan [1988] zeigt im Rahmen eines kleinen makroökonomischen Modells mit rationalen Erwartungen, daß die Höhe von Mindestreserven und deren Verzinsung vom Standpunkt der Stabilisierung von p und Y irrelevant sind, da die Wirkungen dieses Instruments auch durch eine Anpassung der Zinselastizität der Geldangebotsfunktion der Notenbank herbeigeführt werden können. Er führt damit als erster explizit die Mindestreserveliteratur à la Baltensperger [1982a] mit der allgemeinen Stabilisierungsliteratur à la Poole [1970] zusammen.

Die Redundanzhypothese von Horrigan läßt sich gut im Rahmen des oben bereits eingeführten Modells von Poole [1970] demonstrieren (das Modell von Horrigan wäre in seiner Darstellung aufwendiger). Das Modell von Poole [1970] wird durch die Einführung eines starren Geldmengenmultiplikators um Mindestreserven erweitert. Angenommen, es gilt im Modell von Poole der folgende Zusammenhang zwischen Zentralbankgeldmenge $Z = Z_0^s + gr$ und dem relevanten Geldmengenaggregat M :¹⁵

$$M = k(Z_0^s + gr), \quad (7)$$

wobei k der von der Notenbank über den Mindestreservesatz zu steuernde Geldschöpfungsmultiplikator sei. Offensichtlich ist hier k ein zu den Parametern Z_0^s, g redundanter Politikparameter, da jede Geldangebotsfunktion $M^s = M_0 + hr$ unabhängig von k durch eine geeignete Auswahl von Z_0^s, g realisiert werden kann. Ist die Mindestreserve mit irgendwelchen Wohlfahrtsverlusten verbunden oder strebt die Notenbank an, überflüssige Instrumente aus Gründen der ordnungspolitischen Einfachheit lieber zu eliminieren, so sollte der Mindestreservesatz auf null gesetzt werden. Insofern ist das von Horrigan [1988] in seinem Modell abgeleitete Ergebnis der Irrelevanz von Mindestreserven für Stabilisierungszwecke auch in einem einfachen IS-LM-Kontext mit starrem Geldangebotsmultiplikator nachzuvollziehen.

Wie allgemein ist dieses Ergebnis? Gibt es in beliebigen Modellwelten stets eine Geldangebotsfunktion, die die Wirkung eines jeden Mindestreservearrangements 'simulieren' kann? Es ist leicht zu zeigen, daß das Ergebnis von Horrigan *nicht* von grundsätzlicher Allgemeinheit ist. Auch im Rahmen seines Modells kann durch eine kleine Modifikation

¹⁵Siehe z.B. Richter, Schlieper und Friedmann [1981, 413-414] zur Ableitung des starren Geldmengenmultiplikators.

(die das Einfügen einer zusätzlichen Störgröße beinhaltet) das Redundanzergebnis aufgehoben werden. Dieses sei wieder im Rahmen des um Mindestreserven erweiterten Modells von Poole [1970] vorgeführt. Es genügt dazu, die ursprünglichen beiden Gleichungen des Modells von Poole statt durch (7) durch die folgende Gleichung:

$$M = k(Z_0^s + gr + \zeta) \quad (8)$$

zu ergänzen. Dabei sei ζ eine zusätzliche Störgröße mit $E(\zeta) = 0$, einer Varianz σ_ζ^2 , Kovarianzen $\sigma_{\zeta\mu}^2, \sigma_{\zeta\nu}^2$.¹⁶ Die reduzierte Form lautet dann für Y :

$$Y = \frac{a_0(b_2 - kg) + a_1(b_0 - kZ_0^s)}{b_2 + a_1b_1 - kg} + \frac{b_2 - kg}{b_2 + a_1b_1 - kg}\mu - \frac{a_1}{b_2 + a_1b_1 - kg}\nu + \frac{ka_1}{b_2 + a_1b_1 - kg}\zeta \quad (9)$$

Die Notenbank minimiert nun wieder die Varianz von Y mit Hilfe von k und g und setzt dann Z_0^s so fest, daß $E(Y) = Y^*$. Man erkennt an dem Koeffizienten von ζ in (9), daß die geldpolitische Redundanz von Mindestreservesatz und Zinselastizität des Geldangebotes nun *nicht* mehr gilt. Zur bestmöglichen Stabilisierung der Endzielvariable Y werden die Parameter k und g unabhängig benötigt.

Allgemein dürfte gelten, daß, wenn die Ökonomie hinreichend komplex modelliert wird und hinreichend viele exogene Schocks einbezogen werden, es sehr unwahrscheinlich wird, daß Mindestreserven und die Zinselastizität des Geldangebotes der Notenbank exakt redundante Parameter der Geldpolitik sind. Insbesondere wenn berücksichtigt wird, daß verschiedene Wirtschaftssubjekte verschiedene Informationen über den wahren Zustand der Wirtschaft haben, kann eine Redundanz kaum auftreten. Haben z.B. die Geschäftsbanken andere Informationen über den monetären Zustand der Wirtschaft als die Notenbank, so sollte bereits aus diesem Grund eine Mindestreserve, die ja beim Kalkül der Geschäftsbanken ansetzt, eine spezifische, d.h. durch keine Reaktionsfunktion ersetzbare Stabilisierungs- oder Destabilisierungswirkung haben.

Der Beitrag von Horrigan besteht insofern eher darin, gezeigt zu haben, daß bestimmte Effekte von Mindestreserven, die in der Literatur in einfachen Modellwelten vorgeführt werden, nicht entscheidend sein können, um die Notwendigkeit einer Mindestreserve nachzuweisen. Die wirklich spezifischen Effekte einer Mindestreserve - die genügen könnten, ihre Notwendigkeit zu belegen - müssen jenseits dieser Modelle liegen. Relevant dürften im Kern die Informationsasymmetrien zwischen der Notenbank und den Geschäftsbanken sein. Im folgenden Absatz wird diese Vorstellung durch ein Beispiel ausgeführt.

¹⁶Der neu eingeführte Störterm könnte auch direkt dem Geldmengenmultiplikator zugeordnet werden, indem etwa der Kassenhaltungskoeffizient c einem Schock unterworfen wird: $c = c_0 + \zeta$. Allerdings hat man dann bei der Ableitung der optimalen Politikparameter ein etwas aufwendigeres Rechenproblem. Siehe z.B. Turnovsky [1975] zur Lösung von ähnlichen Stabilisierungsproblemen bei stochastischen Koeffizienten.

5. Nun wird eine Variante des Modells von Poole dargestellt, die illustriert, daß die Informationsverteilung zwischen der Notenbank und den privaten Akteuren (hier: den privaten Geschäftsbanken) für die Anzahl der bei der Stabilisierung sinnvoll einzusetzenden Politikparameter entscheidend sein kann. Wieder soll das Modell von Poole [1970] (Gleichungen (3),(4)) ergänzt werden, und zwar diesmal um die beiden folgenden Zusammenhänge:

$$Z^s = Z_0^s + gr + c_1 \tilde{\nu}_N \quad (10)$$

$$M = k(Z^s + c_2 \tilde{\nu}_G) \quad (11)$$

Die beiden Terme $\tilde{\nu}_N$ und $\tilde{\nu}_G$ sollen die von der Notenbank bzw. den Geschäftsbanken *ex ante erwarteten* Werte des Schocks ν darstellen. Da für beide Akteure der Geldmarktschock in ihrem jeweiligen Optimierungsverhalten annahmegemäß relevant ist, spielt die Antizipation der Schocks eine Rolle für die Stabilitätseigenschaften des Systems. Gleichung (10) stellt das Angebot an Zentralbankgeld durch die Notenbank dar. Es sei angenommen, daß die Notenbank *ex ante* die Variable

$$\tilde{\nu}_N = \nu + \zeta_N \quad (12)$$

beobachtet, mit ζ_N einer Störgröße mit Erwartungswert null und einer Varianz $\sigma_{\zeta_N}^2$. Der Parameter c_1 in (10) ist hier ein weiterer Politikparameter in der Hand der Notenbank. Über die Wahl des Parameters c_1 entscheidet die Notenbank, inwieweit sie Informationen über den Geldmarktschock in ihr Zentralbankgeldangebot einbeziehen will.¹⁷ Gleichung (11) stellt die Geldschöpfung durch den Geschäftsbankensektor ähnlich der Gleichung (8) dar, wobei angenommen wird, daß die Geschäftsbanken *ex ante* eine Variable

$$\tilde{\nu}_G = \nu + \zeta_G \quad (13)$$

beobachten, mit ζ_G einer Störgröße mit Erwartungswert null und einer Varianz $\sigma_{\zeta_G}^2$. Die Zufallsvariablen ζ_G und ζ_N seien unkorreliert.¹⁸

Insgesamt hat hier die Notenbank *vier* Politikparameter zur Verfügung, nämlich g , k , c_1 und Z_0^s . Wieviele benötigt sie davon wirklich zur Stabilisierung von Y ? Zur Beantwortung dieser Frage gilt es, das Vorkommen der Politikparameter in der reduzierten Form des Modells für die endogene Variable Y zu betrachten:

$$Y = \frac{a_0(b_2 - kg) + a_1 k Z_0^s}{b_2 + b_1 a_1 - kg} + \frac{a_1(b_2 - kg)}{b_2 + b_1 a_1 - kg} \mu + \frac{kc_1 + kc_2 - 1}{b_2 + b_1 a_1 - kg} \nu$$

¹⁷Schätzt die Notenbank ν aufgrund ihrer Beobachtung $\tilde{\nu}$, so kann sie die in Abschnitt IV vorgestellte und in Anhang 1.1 abgeleitete Signalextraktionsformel verwenden. Danach ist $E(\nu) = \sigma_\nu^2 / (\sigma_\nu^2 + \sigma_{\zeta_N}^2) \tilde{\nu}$. Für die hier interessierende Frage der Redundanz von Politikparametern braucht die Signalextraktion jedoch nicht weiter zu interessieren (sie steckt implizit in der Wahl des Parameters c_1 durch die Notenbank).

¹⁸Auch die Geschäftsbanken würden die Signalextraktionsformel anwenden, was jedoch wiederum für die Redundanzfrage nicht weiter verfolgt werden muß.

$$+ \frac{kc_1}{b_2 + b_1a_1 - kg} \zeta_N + \frac{kc_2}{b_2 + b_1a_1 - kg} \zeta_G \quad (14)$$

Letztlich wirken vier Zufallsvariablen auf Y ein. In der folgenden Tabelle 1 werden neun Fälle bezüglich des jeweiligen ex ante-Wissens der Notenbank und der Geschäftsbanken unterschieden. Für beide Akteure lassen sich jeweils drei Fälle unterscheiden, nämlich perfekte Antizipation von ν ($\sigma_{\zeta,G}^2 = 0$ bzw. $\sigma_{\zeta,N}^2 = 0$), partielle Antizipation von ν ($\sigma_{\zeta,G}^2 > 0$ und finit, bzw. $\sigma_{\zeta,N}^2 > 0$ und finit) sowie keine Information über ν ($\sigma_{\zeta,G}^2 \rightarrow \infty$, $\sigma_{\zeta,N}^2 \rightarrow \infty$) Es stellt sich heraus, daß die Informationsverteilung entscheidend für die Anzahl der sinnvoll nutzbaren Politikparameter ist. Es wird davon ausgegangen, daß stets Z_0^s für die Bestimmung von $E(Y)$ verwendet wird. Von den drei verbleibenden Variablen werden je nach Fall zwei oder drei benötigt:

Tabelle 1: Benötigte Politikparameter

	$\sigma_{\zeta,G}^2 = 0$	$\sigma_{\zeta,G}^2 > 0$, finit	$\sigma_{\zeta,G}^2 \rightarrow \infty$
$\sigma_{\zeta,N}^2 = 0$	2 aus (c_1, k, g)	c_1 und k und g *	$c_1 (= k/1)$ und $(k$ oder $g)$
$\sigma_{\zeta,N}^2 > 0$, finit	c_1 und k und g *	c_1 und k und g *	c_1 und $(k$ oder $g)$
$\sigma_{\zeta,N}^2 \rightarrow \infty$	$c_1 = 0$ und k und g *	$c_1 = 0$ und k und g *	$c_1 = 0$ und $(k$ oder $g)$

In der gegebenen Modellinterpretation entscheidet das Ausmaß des Vorabwissens von Notenbank und Geschäftsbanken über den Geldmarktschock darüber, wieviele Politikparameter unabhängig einzusetzen, also nicht-redundant sind. Mindestreserven werden in den mit "*" gekennzeichneten Fällen benötigt.

Auch wenn die vorgestellte Modellvariante recht speziell ist, sollte sie dennoch verdeutlicht haben, daß die Informationsverteilung in Stabilisierungsproblemen à la Poole [1970] und damit auch für die Frage nach der makroökonomischen Stabilisierungswirkung von Mindestreserven eine entscheidende Rolle spielt. In einem der Realität näherkommenden, komplexen, zahlreiche Störgrößen berücksichtigenden Modell würde sich der Mindestreservesatz stets als nicht-redundanter Parameter entpuppen.¹⁹

Schlußfolgerung: In der realen Welt haben Mindestreserven, abhängig von der Höhe der Mindestreservesätze und ihrer Verzinsung, einen spezifischen Einfluß auf die Stabilität der Makroökonomie, d.h insbesondere auf die Variabilität der realwirtschaftlichen Aktivität um deren natürlichen (bzw. angestrebten) Wert. Das Redundanzergebnis von Horrigan [1988] ist ein Spezialfall, der insbesondere bei Unterschieden zwischen den In-

¹⁹Weiss [1979], [1980], [1981], Santomero und Siegel [1981], King [1982], Siegel [1983], Dotsey und King [1983] und Turnovsky [1987] gehen der Frage der realwirtschaftlichen Relevanz geldpolitischer Regeln in Ökonomien mit rationalen Erwartungen nach. Hier sind diese Arbeiten von Interesse, weil sie in reicheren Modellen zeigen, warum die Existenz von relativen Informationsdefiziten privater Akteure eine Voraussetzung für die Relevanz einer systematischen Geldpolitik ist.

formationsständen der Geschäftsbanken und der Notenbank unplausibel ist. Bestehen solche Unterschiede, wovon realistischerweise auszugehen ist, stellt die Mindestreserve ein wirksames geldpolitisches Instrument dar. Die genaue Stabilisierungswirkung von Mindestreserven hängt freilich von ihrer Höhe ab. Ein falscher Mindestreservesatz kann mit einer geringeren Stabilität verbunden sein als ein Mindestreservesatz von Null. Der am besten stabilisierende Mindestreservesatz bestimmt sich aus der Struktur der Ökonomie, der Informationsverteilung zwischen den verschiedenen Akteuren und der Varianz-Kovarianzstruktur der exogenen Schocks. Diese Erkenntnis empirisch umzusetzen, also die optimale Höhe der Mindestreservepflicht richtig einzuschätzen, ist jedoch bisher nicht befriedigend gelöst worden. Auch deuten die wenigen empirischen Arbeiten darauf hin, daß die Stabilisierungswirkungen einer niedrigen Mindestreserve nicht sehr stark sind.

IV. Erhöhung der Informationseffizienz des Geldmarktes durch die Möglichkeit der Durchschnittsbildung bei der Reservesollerfüllung

IV.1 Wohlfahrtsökonomische Begründung einer Dezentralisierung von monetären Gestaltungsspielräumen

Von verschiedenen Autoren ist die These vertreten worden, daß Mindestreserven mit einer Option zur Durchschnittsbildung nützlich sind, weil sie zur Stabilisierung der kurzfristigen Geldnachfrage und damit zur *Glättung* der Tagesgeldzinsen führen (Poole [1968], Laufenberg [1979], Baltensperger [1980], Spindt und Tarhan [1984], Angeloni und Prati [1992], Feinman [1993], Vazquez [1995]). Die Glättung des Geldmarktzinses ergibt sich daraus, daß die Banken ihre zusätzlichen Spielräume verwenden, um erwartete Unterschiede in den Tagesgeldsätzen zur Minimierung ihrer Refinanzierungskosten zu nutzen. Die implizierte intertemporale Arbitragetätigkeit zahlreicher Banken führt letztlich zu einer Wegglättung der durch die Banken antizipierten kurzfristigen Zinsauschläge.

In der Literatur wurde jedoch im allgemeinen nicht dargelegt, welche *informationsökonomische* und letztlich *realwirtschaftliche* Bedeutung eine solche Glättung der Zinsen haben kann.²⁰ Dieses Defizit ist von Gegnern der Mindestreservepflicht erkannt worden. So vertritt z.B. der Bundesverband deutscher Banken [1996, 19] die Auffassung, daß "realwirtschaftliche Schäden als Folge etwas stärker schwankender Geldmarktsätze... kaum zu erwarten" seien.

Warum sollte die Glättung der Zeitreihe der Geldmarktzinses ein Ziel bei der Gestaltung der Geldordnung sein? Bei der Beantwortung dieser Frage sollte beachtet werden, daß die Notenbank stets eine weitestgehende Glättung der Tagesgeldzinskurve schlicht dadurch

²⁰Am deutlichsten wird die informationsökonomische Dimension des Problems von Kasman [1993, 20-21] beschrieben.

erreichen könnte, daß sie bei einem bestimmten Zins unendlich zinselastisch Geld anbietet. Dies wäre der Fall, wenn der Habenzins einer Einlagenfazilität nur marginal unter dem Lombardzins liegen würde. Daß die Notenbank auf eine solche Glättung verzichtet, zeigt, daß sie nicht alle von Seiten des Marktes kommenden Signale aus der Zinskurve herausfiltern möchte.

In diesem Abschnitt soll entsprechend das Glättungsargument fortentwickelt werden, indem die These dargelegt und im Rahmen eines kleinen Modells illustriert wird, daß eine den Geschäftsbanken gewährte Option zur Durchschnittsbildung es den Geschäftsbanken und Marktbeobachtern auf der einen, der Zentralbank auf der anderen Seite erlaubt, die längerfristigen Knappheitsverhältnisse auf dem Geldmarkt besser einzuschätzen und eine solche Regelung somit die Informationsoffenbarung durch die Geldmarktzinsen im Sinne von Hayek [1945] verbessert. Die Gewährung der Möglichkeit zur Durchschnittsbildung kann als eine Dezentralisierung von kurzfristigen monetären Entscheidungsrechten interpretiert werden, die eine sinnvolle Antwort auf die Dezentralität der Information über den monetären Zustand der Ökonomie darstellt.

In der traditionellen Wohlfahrtsökonomik bedarf es zur Begründung eines Regulierungsbedarfes stets einer *Externalität*, die dafür verantwortlich ist, daß Markttausch nicht zum Wohlfahrtsmaximum führt. Welche Externalität ist am Geldmarkt die Grundlage eines Regulierungsbedarfes? Geld ist ein natürliches Monopolgut, weil es von positiven Externalitäten im Konsum geprägt ist. Natürliche Monopole müssen staatlich reguliert oder staatlich geführt werden. Beim Geldwesen ist also von Anfang an keine klassische Marktsituation vorhanden. Details der Bereitstellung des Geldes, wie z.B. die Entscheidung über eine Mindestreservepflicht, lassen sich demnach an keinem Maßstab eines nicht-regulierten Zustands messen (es sei denn, man betrachtet wie Hayek [1976] ein rein privatwirtschaftliches Geldwesen als denkbare Alternative). Das Fehlen eines solchen privatwirtschaftlichen Maßstabs verhindert jedoch nicht grundsätzlich eine komparative Wohlfahrtsanalyse. Zwei alternative Regulierungsszenarien können bezüglich ihrer Wohlfahrtsimplikationen durchaus miteinander verglichen werden.

Die Einräumung einer Option zur Durchschnittsbildung kann vor diesem Hintergrund wohlfahrtsökonomisch wie folgt gedeutet werden: Die Bereithaltung von Liquiditätspuffern kostet die Banken Zinsen. Bei der Entscheidung über die Höhe der gehaltenen Liquiditätspuffer vergleichen die Banken deren Grenzkosten mit deren Grenzerträgen. Neben den von den Banken appropriierbaren Erträgen der Liquiditätspuffer haben diese jedoch eine *positive* Externalität, da sie den Informationsgehalt der Geldmarktzinsen bezüglich dessen permanenter Komponente erhöhen und somit die Allokationsentscheidungen zahlreicher Wirtschaftssubjekte verbessern. Aufgrund der positiven Externalität werden vom gesellschaftlichen Standpunkt betrachtet von den Banken *zu wenig* Liqui-

ditätspuffer gehalten.²¹ Die Gesamtwohlfahrt kann verbessert werden, indem die Liquiditätspolster der Banken durch eine 'Subventionierung' oder durch eine entsprechende Regulierung erhöht werden. Eine geeignete Form der Regulierung ist die Verpflichtung zu einer Mindestreserve, die nur im Durchschnitt einer längeren Periode gehalten werden muß: Die Mindestreserve stellt ein grenzkostenlos nutzbares Liquiditätspolster dar. Der Fixkostenblock, den die Mindestreserve für die Banken darstellt, steht außerhalb des Liquiditätskalküls der Banken. Die positive Externalität kann auf diese Weise internalisiert werden, ohne daß unter dem Strich eine positive Subvention zu leisten wäre. Der gleiche Anreizeffekt durch eine Veränderung der Grenzkosten der Arbitrageaktivität würde erreicht, wenn die Mindestreserve verzinst würde, oder wenn den Banken eine *averaging around zero* - Option eingeräumt würde.²² Die Verteilungsimplicationen der beiden Varianten sind allerdings unterschiedlich. Allokative Unterschiede zwischen den sich in ihren distributiven Wirkungen unterscheidenden Varianten entstehen in dem Moment, in dem die Geschäftsbanken den Fixkostenblock einer unverzinsten Mindestreservepflicht in ihrem Kalkül *ex ante* berücksichtigen können, indem sie z.B. Mindestreservepflichten generierende Aktivitäten reduzieren oder ins mindestreservefreie Ausland verlagern.

Außer dieser informationsökonomischen Externalität kann noch ein weiterer positiver Effekt größerer Liquiditätspolster ausgemacht werden (der im Kern auch mit einer positiven Externalität zusammenhängt): Die *Geldnutzer*, die für die Überlassung des Geldes Zinsen bezahlen müssen, dürften unter plausible Annahmen stets einen glatten Zinssatz einem (im Durchschnitt gleichen) Zins, der starken unvorhergesehenen Schwankungen ausgesetzt ist, vorziehen. Da eine Mindestreserve mit Durchschnittsbildung zu einer Glättung der Zinsen beiträgt, erhöht sie somit auch jenseits von Signalextraktionsproblemen die gesellschaftliche Wohlfahrt. Dieser Wohlfahrtseffekt der Glättung könnte allerdings auch dadurch erreicht werden, daß ein konstanter Geldmarktsatz durch entsprechende Fazilitäten implementiert würde (was nicht für das Signalextraktionsproblem gilt).

IV.2 Modellidee

Im folgenden wird ein 2-Perioden Modell des Geldmarktes entworfen, in dem jeweils die Informationseffizienz des Geldmarktes mit und ohne Durchschnittsbildung untersucht werden kann. Unter 'Informationseffizienz des Geldmarktes' wird der Informationsgehalt der Geldmarktzinsen in Bezug auf deren *permanente* Komponente, d.h. auf die *längerfristigen* Knappheitsverhältnisse des Geldmarktes verstanden. In allen Modellvarianten gibt es einen permanenten, d.h. die Knappheit des Geldes in *beiden* Perioden (und darüber hin-

²¹Zu dem grundsätzlichen Problem der Externalitäten bei der Produktion und Aggregation von Information (über den Preismechanismus) siehe Hirshleifer [1971] und Grossman und Stiglitz [1976].

²²Auch eine Abschaffung von Pflichtreserven und eine Verzinsung der freiwilligen Reserven hätte eine ähnliche Wirkung. Der Vorschlag von Remsperger und Angenendt [1995] geht in diese Richtung. Siehe auch Hilton, Gerds und Robinson [1993].

aus) gleichermaßen betreffenden Schock und zwei transitorische Schocks, die jeweils nur in einer Periode Bedeutung haben. Keiner der Schocks ist mit einem anderen korreliert. Bei den transitorischen Schocks soll es sich um kurzfristige Zu- und Abflüsse von Notenbankgeld handeln, für die der Zins keine Rolle spielt. Solche Bewegungen ergeben sich z.B. an Steuerzahlungs- und anderen speziellen Transaktionsterminen, im Weihnachtsgeschäft oder durch Besonderheiten des Zahlungsverkehrssystems. Bei den permanenten Schocks kann es sich entweder um eine Variable in der Hand der Notenbank handeln, und/oder diese Schocks stellen strukturelle Entwicklungen auf Seiten der Geldnachfrage dar, wie beispielsweise Änderungen in der Bargeldverwendung der Verbraucher oder dem D-Mark Bargeldumlauf im Ausland, Innovationen in der privaten Geldschaffung, im Zahlungsverkehr, etc.

Verschiedene Interpretationen der Informationsflüsse auf dem Geldmarkt sind im Rahmen des Modells denkbar. Dabei soll hier zwischen drei Akteuren unterschieden werden, nämlich den am Geldmarkt beteiligten Geschäftsbanken, der Notenbank und Dritten, die die Geldmarktsignale für spekulative oder realwirtschaftliche Entscheidungen nutzen. Es wird prinzipiell davon ausgegangen, daß sowohl die am Geldmarkt präsenten Geschäftsbanken (bzw. ein Teil dieser Geschäftsbanken) als auch die Notenbank *partielle* Informationsvorsprünge bezüglich der transitorischen Schocks gegenüber allen anderen Wirtschaftssubjekten haben. Dies könnte z.B. so modelliert werden, daß sich die transitorischen Schocks am Geldmarkt jeweils additiv zusammensetzen aus einem Term, der von der Notenbank antizipiert wird und einem, der von den Geschäftsbanken antizipiert wird. Nur wenn es *überhaupt keine* partiellen Informationsvorsprünge der am Geldmarkt tätigen Geschäftsbanken gegenüber der Notenbank gäbe, brähe die Argumentation des nachfolgenden Modells zusammen, weil die Notenbank dann jedes Geschäftsbankenverhalten in ihrer Reaktionsfunktion simulieren könnte und Dezentralisierung von Entscheidungsrechten im Sinne von Hayek [1945] überflüssig wäre. Dieser Fall ist jedoch eher unrealistisch.²³ In dem folgenden Modell wird letztlich aus Vereinfachungsgründen auf die Darstellung jener Komponente des transitorischen Schocks verzichtet, die allein die Notenbank antizipiert. In der Realität dürfte die Notenbank die von ihr antizipierten transitorischen Schocks normalerweise neutralisieren, so daß bereits aus diesem Grund

²³So schreibt selbst die Bank of England [1988, 13-14], die eine aktivistische Strategie am Geldmarkt verfolgt, über ihre Möglichkeiten, kurzfristige Geldmarktschocks zu antizipieren und zu neutralisieren: "In order to plan and to undertake its operations efficiently, the Bank maintains running forecasts of the cash position of the banking system - daily for several weeks ahead, and on a weekly or monthly basis over a longer horizon... There is considerable unavoidable uncertainty in such forecasts. The factors which contribute to the market's position are known with varying degrees of certainty at varying stages in advance." Es wäre auch denkbar, daß die Notenbank zwar prinzipiell in der Lage ist, unter größerem Aufwand praktisch alle Informationen, die den privaten Geschäftsbanken über die transitorischen Schocks vorliegen, zu ermitteln und entsprechend am Markt zu intervenieren, daß es jedoch schlicht effizienter ist, die Geschäftsbanken anzureizen, diese Aufgabe zu übernehmen.

deren Darstellung im Modell nicht erforderlich ist.

Ziel der Gestaltung des Geldmarktes ist es, den Informationsgehalt des Zinses in Bezug auf seine permanente Komponente (in Bezug auf den permanenten Schock) zu optimieren. Dabei ist das Modell im Prinzip so angelegt, daß keines der drei Wirtschaftssubjekte die permanente Komponente im Zins kennen muß. Vielmehr kann für alle das gleiche Problem der Extraktion der permanenten Komponente des Zinssatzes bestehen: für die Geschäftsbanken und dritte private Marktbeobachter aus spekulativen und längerfristigen allokativen Gründen,²⁴ für die Notenbank, um ihren Endzielen der Preisstabilität und evtl. Konjunkturstabilisierung nachgehen zu können.²⁵ Daß das Signalextraktionsproblem am Geldmarkt kein einseitiges ist, sondern daß sowohl die Notenbank als auch die Geschäftsbanken den Geldmarktzins zur Signalextraktion nutzen, ist unbestritten. Die Geschäftsbanken versuchen, den geldpolitischen Kurs der Notenbank abzuschätzen. Die Notenbank versucht, Veränderungen in der permanenten Komponente der Nachfrage nach Notenbankgeld auszumachen.²⁶

Die Modellstruktur ist dadurch gekennzeichnet, daß Notenbankgeld jeweils für genau eine Periode und nicht länger ausgeliehen wird. In der ersten Sekunde jeder Periode wird Notenbankgeld bei der Geldmarktauktion von der Notenbank an die Geschäftsbanken ausgeliehen. In der zweiten Sekunde leihen die Geschäftsbanken Bargeld an ihre Kunden aus. Diese behalten das Bargeld bis zur vorletzten Sekunde der Periode, um es dann an die Geschäftsbanken zurückzuzahlen. In der letzten Sekunde geben die Geschäftsbanken das gesamte Notenbankgeld an die Notenbank zurück.

²⁴Das Einschätzen der *längerfristigen* Entwicklung bei den kurzfristigen Zinsen ist bedeutsam, weil die längerfristige Entwicklung bei den Kurzfristzinsen mit der Entwicklung der längerfristigen Zinsen korreliert ist (oder ihr sogar entspricht). Die längerfristigen Zinsen sind jedoch für praktisch alle ökonomischen Akteure von Interesse, da sie die entscheidende Größe bei der intertemporalen Allokation darstellen. Einige Autoren (Kasman [1993], Ayuso, Haldane und Restoy [1994] sowie King [1994]) behaupten, daß eine höhere Volatilität der Geldmarktzinsen keinen Einfluß auf die Signalextraktion hätte und geben vor, dies anhand von Schätzungen, die die geringe Korrelation zwischen Geldmarktzinsvolatilität und Volatilität längerfristiger Zinsen (im Zeitverlauf) aufzeigen, beweisen zu können. Dieser Nachweis überzeugt jedoch nicht notwendigerweise: Ist die Varianz der transitorischen Schocks im Zeitverlauf wesentlich variabler als die der permanenten Schocks, so überrascht es nicht, daß keine Korrelation zwischen den Volatilitäten der kurz- und langfristigen Zinsen entdeckt werden kann. In Phasen einer hohen Varianz der transitorischen Geldmarktschocks würden dann die Wirtschaftssubjekte *wenig* Neues über die permanente Komponente erfahren, so daß die Langfristzinsen eher stabil bleiben sollten und die Korrelation dementsprechend sogar negativ sein könnte. Die Relevanz des Signalextraktionsproblems ist also durch die geschätzten geringen Korrelationen kaum widerlegt.

²⁵Ein Einbau der Reaktionsfunktion der Notenbank in das Modell unter Berücksichtigung der Unsicherheit der Notenbank über die permanente Komponente des Geldmarktzinses wäre denkbar. Die permanente Komponente würde dann durch die Reaktionsfunktion ihre Zeitreiheneigenschaften ändern, was jedoch nichts an der grundlegenden Struktur des Signalextraktionsproblems ändern würde.

²⁶Explizit wird die Zweiseitigkeit des Signalextraktionsproblems am Geldmarkt von Hardy [1996b] analysiert.

Es könnte die Frage gestellt werden, wie Zinsen in diesem Modell bezahlt werden, da es kein Geld gibt außer dem, welches die Notenbank periodenweise ausleiht und welches als Tilgung am Periodenende wieder zurückbezahlt werden muß. Man kann sich vorstellen, daß die Geldzinsen in realen Gütereinheiten wie z.B. Goldunzen geleistet werden. Da das Austauschverhältnis 'Geld gegen Goldunzen' gegeben ist, kann jede Geldzinszahlung in eine Goldzahlung umgerechnet werden.

Zunächst wird im folgenden Abschnitt das Modell in drei Varianten vorgestellt. Die Varianten unterscheiden sich in Bezug auf die Antizipation der transitorischen Schocks durch die Geschäftsbanken. Es werden jeweils die beiden Extremfälle "keine Durchschnittsbildung" und "unbegrenzte Durchschnittsbildung" durchgerechnet. Anschließend werden verschiedene Begrenzungen der Arbitrageaktivität in ihrer informationsökonomischen Wirkung analysiert.

IV.3 Der Informationsgehalt des Geldmarktzinses mit unbegrenzter Durchschnittsbildung und ohne Durchschnittsbildung

Die im folgenden vorgestellten Modellvarianten a, b und c unterscheiden sich bezüglich des angenommenen Informationsstandes der Geschäftsbanken über die transitorischen Geldmarktschocks. Bei einer Möglichkeit zur Durchschnittsbildung wird durch die Arbitrageaktivität der unter vollständiger Konkurrenz stehenden Banken ex ante sichergestellt, daß sich die erwarteten Zinssätze in beiden Perioden entsprechen (solange dies nicht der Fall ist, können sich Banken durch eine intertemporale Umschichtung ihrer geplanten Reservehaltung besserstellen). Es sind also jeweils jene bei den Geldmarktauktionen eingereichten Geldnachfragefunktionen der Banken abzuleiten, die zu einem Ausgleich der erwarteten Geldmarktzinssätze führen. Die Banken stehen in jeder Periode einer identischen Bargeldnachfragefunktion ihrer Kunden gegenüber. Aus der Differenz zwischen der den Banken bei der Geldmarktauktion zugeteilten und der von den Banken an ihre Bankkunden weitergereichten Geldmenge ergibt sich der 'Finanzierungssaldo' der Banken in der jeweiligen Periode.

Nur lineare Geldnachfragefunktionen der Banken werden bei den Geldmarktauktionen zugelassen, außerdem werden sie aus Gründen der Einfachheit auf *Parallelverschiebungen* der Geldnachfragefunktionen der Bankkunden beschränkt. Die aggregierte Geldnachfragefunktion der Bankkunden laute in jeder der beiden Perioden $t = 1, 2$:

$$m_t^d = a - bi \tag{15}$$

Dabei sind a, b Konstanten mit $a > 0, b > 0$ und i ist der Mietzins des Geldes in Geldeinheiten (generell seien kleine ' m ' an die Bankkunden ausgeliehene Geldmengen und große ' M ' am Geldmarkt nachgefragte, angebotene oder gehandelte Geldmengen). Das der Nachfrage durch die Geschäftsbanken gegenüberstehende Geldangebot am Geldmarkt

laute in der ersten und zweiten Periode:

$$M_1^s = \bar{M} - x - y_1 + di_1 \quad (16)$$

$$M_2^s = \bar{M} - x - y_2 + di_2 \quad (17)$$

mit $d \geq 0$ einer Konstanten und x, y_1, y_2 unkorrelierte Zufallsvariablen mit $E(x) = E(y_1) = E(y_2) = 0$ und $Var(x) = \sigma_x^2$, $Var(y_1) = \sigma_y^2$, $Var(y_2) = \sigma_y^2$. Dies kann so interpretiert werden, daß die Notenbank eine Geldmenge $\bar{M} + di$ anbietet und außerdem Schocks in den Knappheitsverhältnissen auf dem Geldmarkt in Höhe von $x + y_1$ (Periode 1) bzw. $x + y_2$ (Periode 2) auftreten. Man kann das Modell auch ohne weiteres so umschreiben, daß sich die (oder ein Teil der) Schocks bei den Banken selbst realisieren, also deren Geldnachfrage bei der Auktion und nicht das ihnen entgegretende Geldangebot betreffen. Die zur Auktion eingereichte Geldnachfragefunktion hätte dann zwei Komponenten: einmal die Geldnachfrage der Geschäftsbanken zur Befriedigung ihrer regulären (deterministischen) Kundennachfrage; außerdem völlig zinsunelastische Geldbedürfnisse (Überschüsse) aufgrund der Liquiditätsschocks. In den Modellvarianten (a) und (b) würden sich die stochastischen Geldzu- bzw. Abflüsse bei den Banken vor der Auktion realisieren, bei der Variante (c) nach der Auktion. Wir bleiben hier jedoch bei der Notation, bei der die Schocks dem Geldangebot zugeordnet werden. Im Fall der Modellvariante (c) ist die Zuordnung der transitorischen Schocks zu den Banken weniger evident.²⁷

Im Fall ohne Durchschnittsbildung wird jede der beiden Perioden unabhängig gelöst. Mit Durchschnittsbildung muß das Modell (in allen drei Modellvarianten) in den folgenden Schritten berechnet werden:

1. Die Geschäftsbanken reichen zu den Auktionen Geldnachfragefunktionen $M_t^d = a_t - bi_t$ ein ($t = 1, 2$). Die erwarteten Geldmarktgleichungen in beiden Perioden lauten demnach:

$$a_1 - bi_1 = \bar{M} - E(x) - E(y_1) + di_1 \quad (18)$$

$$a_2 - bi_2 = \bar{M} - E(x) - E(y_2) + di_2 \quad (19)$$

Folglich sind die erwarteten Gleichgewichtszinssätze:

$$E(i_1^*) = \frac{1}{d+b}(a_1 - \bar{M} + E(x) + E(y_1)) \quad (20)$$

$$E(i_2^*) = \frac{1}{d+b}(a_2 - \bar{M} + E(x) + E(y_2)) \quad (21)$$

Diese müssen sich im Arbitragegleichgewicht entsprechen.

²⁷Allerdings könnte eine ähnliche Variante konstruiert werden, bei der sich die transitorischen Schocks bei den Geschäftsbanken nach der jeweiligen Auktion manifestieren würden und einen entsprechenden Einfluß auf die Kreditvergabe hätten (und in der nächsten Periode auf das Bieteverhalten bei der Auktion).

2. Der (in beiden Perioden gleiche) erwartete Gleichgewichtszins kann aus der Bedingung berechnet werden, daß bei ihm die gesamte ursprüngliche Nachfrage nach Geld dem erwarteten Gesamtangebot über beide Perioden entsprechen muß (so daß die Refinanzierungssalden sich ausgleichen):

$$E(M_1^s(i)) + E(M_2^s(i)) = m_1^d(i) + m_2^d(i) \quad (22)$$

$$\Leftrightarrow 2\bar{M} - 2E(x) - E(y_1) - E(y_2) + 2di = 2a - 2bi \quad (23)$$

$$\Leftrightarrow E(i^*) = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + E(x) + \frac{E(y_1) + E(y_2)}{2} \right) \quad (24)$$

3. Mit diesem Gleichgewichtszins lassen sich jetzt a_1 und a_2 mit Hilfe der beiden Zinsgleichungen (18) und (19) bestimmen. Man erhält:

$$a_1 = a - \frac{E(y_1)}{2} + \frac{E(y_2)}{2} \quad (25)$$

Und:

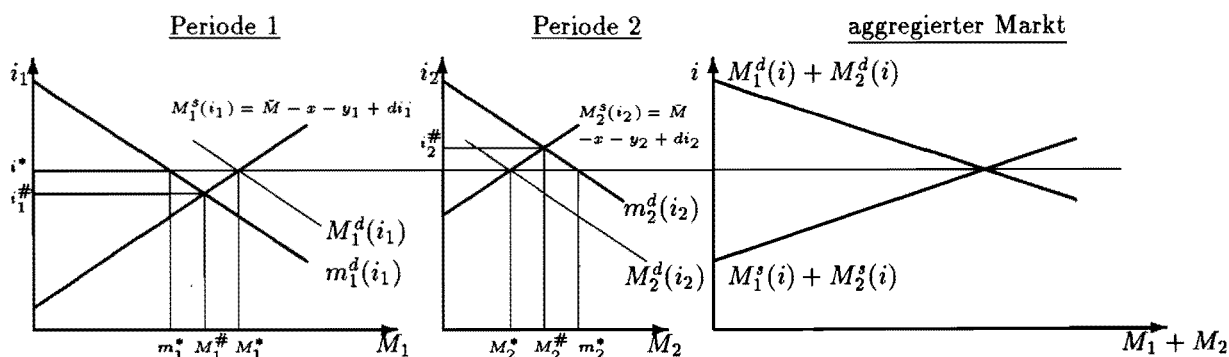
$$a_2 = a + \frac{E(y_1)}{2} - \frac{E(y_2)}{2} \quad (26)$$

Mit dem derart ex ante berechneten a_1 nehmen die Banken in allen Fällen an der ersten Geldmarktauktion teil. Vor der zweiten Geldmarktauktion muß - falls diese neue Information offenbart hat oder auf andere Weise neue Information den Banken zugänglich wurde - das Optimierungsproblem für a_2 neu aufgerollt werden.

Modellvariante a

In dieser ersten Modellvariante kennen hinreichend viele der an der Geldmarktauktion teilnehmenden Geschäftsbanken *beide* transitorischen Schocks y_1, y_2 bereits *vor der ersten Geldmarktauktion*. Der Zinsunterschied zwischen beiden Perioden wird auch in der ex post-Betrachtung vollständig wegarbitragiert. Die Arbitragelogik läßt sich deshalb besonders gut im Rahmen eines Diagramms darstellen, welches die Geldmärkte in der ersten und zweiten Periode sowie den aggregierten Geldmarkt über beide Perioden zusammenfaßt. Der aggregierte Markt stellt bei einer Möglichkeit zur Durchschnittsbildung die gesamte nachgefragte Geldmenge, das gesamte Geldangebot und den Gleichgewichtszinssatz über beide Perioden dar. Durch Rückübertragung auf die beiden Teilmärkte lassen sich die bei den Geldmarktauktionen zugeteilten Geldmengen und die Finanzierungssalden der beiden Perioden ablesen.

Grafik 1



Die Zeichen sind wie folgt zu verstehen: $i_1^\#$ ist der Gleichgewichtszins in der ersten Periode, wenn Durchschnittsbildung nicht erlaubt ist; $i_2^\#$ ist der Gleichgewichtszins in der zweiten Periode, wenn Durchschnittsbildung nicht erlaubt ist; i^* ist der Geldmarktzins in beiden Perioden, wenn Durchschnittsbildung erlaubt ist. M_1^* ($= M_1^s(i^*)$) ist die in Periode 1 am Geldmarkt nachgefragte Geldmenge, wenn Durchschnittsbildung erlaubt ist; m_1^* ist die in Periode 1 von den Banken genutzte (z.B. verliehene) Geldmenge, wenn Durchschnittsbildung erlaubt ist; $M_1^\#$ ist die in Periode 1 am Geldmarkt nachgefragte Geldmenge, wenn Durchschnittsbildung nicht erlaubt ist. Dies ist zugleich die in Periode 1 genutzte Geldmenge, wenn Durchschnittsbildung nicht erlaubt ist. Entsprechende Abkürzungen gelten für die zweite Periode. Der Finanzierungssaldo der Geschäftsbanken in der ersten Periode beträgt $M_1^* - m_1^*$, der in der zweiten Periode entspricht diesem mit umgekehrten Vorzeichen, oder $m_2^* - M_2^*$.

Vor der ersten Geldmarktauktion, also bei der Planung von a_1, a_2 ist $E(y_1) = y_1$ und $E(y_2) = y_2$. Also ist: $a_1 = a + (-y_1 + y_2)/2$ und $a_2 = a + (y_1 - y_2)/2$. Somit ist:

$$i_1^* = i_2^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right) \quad (27)$$

Der in der ersten Periode gebildete Finanzierungssaldo lautet: $S_1 = M_1^d(i_1^*) - m_1^d(i_1^*) = a_1 - bi_1^* - (a - bi_1^*) = (-y_1 + y_2)/2$. Der Finanzierungssaldo in der zweiten Periode entspricht diesem mit umgekehrten Vorzeichen: $S_2 = -S_1$. Die (unabhängig vom Signalextraktionsproblem zu betrachtende) Wohlfahrtssteigerung für die Geldnutzer durch die Glättung des Geldmarktsatzes beträgt $|S_1(i^* - i_1^\#)|$.

Nun zu der eigentlich interessierenden Maßzahl, dem Informationsgehalt des Zinses bezüglich des permanenten Schocks x , mit und ohne Durchschnittsbildung: Inwieweit kann man an dem Marktzins die Höhe des permanenten Schocks x abschätzen? Das Problem der Schätzung von nicht beobachteten Zufallsvariablen, die sich in einer beobachteten Variablen in einer bekannten funktionalen Form widerspiegeln, wird in der Theorie der *Signalextraktion* beschrieben (siehe z.B. Sargent [1979, 209] oder Harvey [1993, 37-39]).

Bei *einer* Beobachtung lautet das lineare Modell der Kleinst-Quadrat-Signalextraktion wie

folgt: Es sei i^* eine beobachtete Variable und es sei bekannt, daß i^* mit einem Vektor von nicht-beobachtbaren Zufallsvariablen $X = (x_0, x_1, x_2, \dots, x_n)'$ ($x_0 = 1$, deterministisch) in dem linearen Verhältnis $i^* = \alpha'X$ steht, mit $\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_n)$ einem Vektor von bekannten Koeffizienten. Es wird nun ein linearer Schätzer für x_k in Abhängigkeit von dem beobachteten i^* gesucht. Es gilt also, die beiden Koeffizienten β_0, β_1 in der Gleichung $\hat{x}_k = \beta_0 + \beta_1 i^*$ zu finden, so daß der erwartete quadrierte Fehler der Schätzung minimal ist, also

$$\min_{(\beta_0, \beta_1)} E(\hat{x}_k - x_k)^2 \quad (28)$$

Wie in Anhang 1.1 gezeigt wird, lauten die in diesem Sinne optimalen Koeffizienten:

$$(\beta_0, \beta_1) = \left(-\alpha_0 \frac{\alpha_k \sigma_k^2}{\sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2}, \frac{\alpha_k \sigma_k^2}{\sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2} \right) \quad (29)$$

Durch Einsetzen der ermittelten Werte von β_0, β_1 in die Varianz der Schätzung erhält man den quadrierten erwarteten Fehler bei der Schätzung:

$$E((\hat{x}_k - x_k)^2) = \sigma_k^2 - \frac{(\alpha_k \sigma_k^2)^2}{\sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2} \quad (30)$$

Im folgenden wird die Güte der Extraktion der permanenten Komponente des die Geldknappheit bestimmenden Schocks anhand des Geldmarktzinssatzes untersucht. Der Fall mit Durchschnittsbildung wird mit dem ohne Durchschnittsbildung verglichen, und zwar jeweils nach der ersten und zweiten Geldmarktauktion. Es stellt sich heraus, daß mit Durchschnittsbildung eine präzisere frühzeitige Signalextraktion möglich ist.

- Informationsgehalt des Zinssatzes aus der **ersten** Geldmarktauktion

- **Mit Durchschnittsbildung.** In dem Fall, daß eine Durchschnittsbildung erlaubt ist, lautet der lineare Zusammenhang zwischen beobachtetem Gleichgewichtszinssatz und nicht-beobachteten Geldmarktschocks in der ersten Periode:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right)$$

Die Koeffizienten der einzelnen Schocks können nun in die Signalextraktionsformel eingesetzt werden. Der Schätzer für den Wert des permanenten Schocks lautet demnach:

$$E(x|i_1^*) = -(a - \bar{M}) \left(\frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2 + \frac{1}{2}\sigma_y^2} \right) + (d+b) \left(\frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2 + \frac{1}{2}\sigma_y^2} \right) i_1^*$$

Der erwartete quadrierte Fehler der Schätzung beträgt:

$$E((\hat{x} - x)^2) = \sigma_x^2 - \frac{(\sigma_x^2)^2}{\sigma_x^2 + \frac{1}{2}\sigma_y^2}$$

Es sei nun ein numerisches Beispiel betrachtet, das mit der gleichen Parameterspezifikation im Verlauf des Abschnitts noch mehrfach verwendet wird. Dabei sei $d = 0,5$, $b = 0,5$, $\sigma_x^2 = 1$, $\sigma_y^2 = 1$, $\bar{M} = 5$, $a = 10$. Dann ist z.B. bei $i_1^* = 8$:

$$E(x|i_1^* = 8) = -5\frac{1}{1,5} + 8\frac{1}{1,5} = 2$$

Der für die zweite Periode erwartete Zinssatz beträgt ebenfalls 8. Der langfristig erwartete Zinssatz (d.h. derjenige Zins, der sich nach Ende der Erfüllungsperiode bei $x = 2$ und ohne transitorische Störungen ergibt) ist 7. Der quadrierte Standardfehler bei der Schätzung von x (und zugleich bei der Schätzung des langfristigen Zinssatzes) beträgt $1/3$. Für jeden zusätzlichen Prozentpunkt Zins der beobachtet wird, steigt die Erwartung bezüglich x und damit in dem spezifischen Beispiel auch bezüglich des permanenten Werts des Geldmarktzinssatzes um $2/3$ Prozentpunkte. Dieser Faktor wird kleiner, wenn die Varianz von y steigt und er wird größer, wenn die Varianz von x steigt. Auf einem Geldmarkt mit hoher kurzfristiger Volatilität sendet ein Anstieg des Zinssatzes um einen Prozentpunkt aufgrund eines kurzfristigen Schocks ein *schwächeres* falsches Zinssignal über die langfristige Entwicklung aus als auf einem Geldmarkt mit geringer kurzfristiger Volatilität. Bei einem Anstieg der kurzfristigen Volatilität verhindert also eine Anpassung der Erwartungsbildung, daß die Fehlschlüsse proportional zur Volatilität ansteigen. Diese Anpassung ändert jedoch nichts daran, daß insgesamt die permanente Komponente bei einer hohen kurzfristigen Volatilität schlechter eingeschätzt werden kann.

An dieser Stelle sei noch angemerkt, daß sich der Informationsgehalt des Zinses in der *ersten* Periode eines Durchschnittsbildungszeitraums noch weiter steigern läßt, wenn dieser Zeitraum länger als zwei Perioden ist. Der erwartete quadrierte Fehler der Schätzung in Abhängigkeit von der Periodenzahl n lautet:

$$E((\hat{x} - x)^2) = \sigma_x^2 - \frac{(\sigma_x^2)^2}{\sigma_x^2 + \frac{1}{n}\sigma_y^2} \quad (31)$$

Tendiert die Länge des Erfüllungszeitraumes nach unendlich, so nähert sich der erwartete Schätzfehler Null an. Freilich wäre bei einem unendlichen Erfüllungszeitraum das Geldangebot nicht mehr wohldefiniert.

- **Ohne Durchschnittsbildung.** Hier lautet der Gleichgewichtszinssatz in der ersten Periode:

$$i_1^\# = \frac{1}{d+b}(a - \bar{M} + x + y_1)$$

Setzt man die Koeffizienten dieser Gleichung in die Signalextraktionsformel ein, so erhält man als Schätzer für den Wert des permanenten Schocks:

$$E(x|i_1^\#) = -(a - \bar{M}) \left(\frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2} \right) + \left((d+b) \frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2} \right) i_1^\#$$

Die Varianz der Schätzung beträgt:

$$E((\hat{x} - x)^2) = \sigma_x^2 - \frac{(\sigma_x^2)^2}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2}$$

Man erkennt, daß *dieser erwartete Schätzfehler stets größer ist als jener mit Durchschnittsbildung*. In dem speziellen Beispiel ($d = b = 0,5$, $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1$, $\bar{M} = 5$, $a = 10$) ist bei $i_1^\# = 8$:

$$E(x|i_1^\# = 8) = -5\frac{1}{2} + 8\frac{1}{2} = 1,5$$

und der quadrierte Standardfehler beträgt $1/2$. Der erwartete Zinssatz für die zweite Periode (zugleich der langfristig erwartete Zinssatz) ist $E(i_2^\#|i_1^\# = 8) = 6,5$.

- Informationsgehalt der Zinssätze aus **beiden Geldmarktauktionen zusammen-**
genommen.

- **Mit Durchschnittsbildung.** Die Zinsen sind hier stets in beiden Perioden identisch. Die zweite Periode bietet also keine zusätzliche Information. Es gilt:

$$E(x|i_1^*, i_2^*) = E(x|i_1^*)$$

Der Standardfehler dieser Schätzung ändert sich durch die Beobachtung des Zinses der zweiten Geldmarktauktion nicht.

- **Ohne Durchschnittsbildung.** Hier enthält der Zinssatz in der zweiten Periode zusätzliche Information. Um diesen Fall zu lösen, wird der verallgemeinerte Fall der Signalextraktionsformel mit m Beobachtungen benötigt (siehe Anhang 1.2). Der Zusammenhang zwischen Zinssatz und permanentem Schock lautet in der zweiten Periode:

$$i_2^\# = \frac{1}{d+b}(a - \bar{M} + x + y_2)$$

Die Matrix A , die den linearen Zusammenhang zwischen den unbeobachteten und den beobachteten Variablen beschreibt (also $(i_1^\#, i_2^\#)' = \alpha_0 + A \cdot (x, y_1, y_2)'$, siehe Anhang 1.2), lautet hier:

$$A = \begin{pmatrix} \frac{1}{d+b} & \frac{1}{d+b} & 0 \\ \frac{1}{d+b} & 0 & \frac{1}{d+b} \end{pmatrix}$$

Durch Einsetzen in eine im Anhang 1.2 abgeleitete Formel erhält man die gesuchten Koeffizienten $(\beta_1, \beta_2)'$:

$$\begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = \frac{(d+b)\sigma_x^2\sigma_y^2}{[(\sigma_x^2 + \sigma_y^2)^2 - \sigma_x^4]} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Die gleiche Gewichtung beider Zinssätze folgt aus der z.B. in der Matrix A zu erkennenden Symmetrie der Zinsgleichungen. Die ermittelten Werte (β_1, β_2) setzt man in die Signalextraktionsformel

$$E(x|i_1^\#, i_2^\#) = \beta_1[i_1^\# - \frac{1}{(d+b)}(a - \bar{M})] + \beta_2[i_2^\# - \frac{1}{(d+b)}(a - \bar{M})]$$

ein. Durch Einsetzen dieses besten Schätzers in die quadratische Fehlerfunktion (siehe ebenfalls Anhang 1.2) erhält man die Varianz der Schätzung. Dieser Ausdruck ist in allgemeiner parametrischer Darstellung ziemlich kompliziert. Bei der Parameterspezifikation ($d = b = 0,5$, $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1$, $\bar{M} = 5$, $a = 10$) betragen hier die beiden Koeffizienten $(\beta_1, \beta_2) = (1/3, 1/3)$ und also ist z.B.:

$$E(x|i_1^\# = 7, i_2^\# = 9) = \frac{7-5}{3} + \frac{9-5}{3} = 2$$

Der langfristig erwartete Zinssatz ist 7. Der quadrierte Standardfehler bei der Schätzung von x (zugleich bei der Schätzung des langfristigen Zinssatzes) beträgt $1/3$. Der Informationsgehalt der Zinsen beider Perioden zusammengekommen ist also unabhängig davon, ob Durchschnittsbildung erlaubt ist oder nicht. Dies gilt nicht nur für die gewählte Spezifikation, sondern, wie man mit Hilfe der quadratischen Fehlerfunktion zeigen kann, für beliebige Parameterwerte.

In dieser Modellvariante läßt sich demnach der Informationsgehalt des Geldmarktzins der ersten Auktion durch die Durchschnittsbildung steigern, während nach beiden Auktionen die Situation äquivalent ist. Da ein temporärer Informationsvorteil jedoch durchaus Relevanz für realwirtschaftliche Entscheidungen besitzen hat, kann hier geschlußfolgert werden, daß eine Durchschnittsbildung sinnvoll ist.

Modellvariante b

Welchen Effekt hat die Durchschnittsbildung auf die Qualität der Signalextraktion, wenn die Geschäftsbanken den Wert der transitorischen Schocks erst vor der jeweiligen Auktion erfahren, das heißt, relativ zur Variante a, y_2 erst kurz vor der zweiten Geldmarktauktion kennen? Dann ist vor der ersten Geldmarktauktion $E(y_1) = y_1$ und $E(y_2) = 0$. Damit sich die erwarteten Zinssätze entsprechen, muß gelten: $a_1 = a - y_1/2$ und $E(a_2) = a + y_1/2$, und also ist:

$$i_1^* = E(i_2^*) = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1}{2} \right)$$

Vor der zweiten Geldmarktauktion erfahren die Geschäftsbanken den Wert des transitorischen Schocks y_2 . Im Normalfall erfüllen sich die ex ante gewährten Marginalbedingungen ex post nicht. Aus der ersten Periode übertragen die Banken einen Finanzierungssaldo von

$S_1 = -y_1/2$. Der Finanzierungssaldo in der zweiten Periode *muß* diesem mit umgekehrtem Vorzeichen entsprechen: $S_2 = -S_1$. Abgesehen von der Deckung dieses notwendigen Finanzierungssaldos treten die Geschäftsbanken mit ihrer natürlichen Nachfragefunktion $m^d(i)$ in die Geldmarktauktion ein, so daß der Grenzertrag des Geldes seinen Grenzkosten entspricht. Die Gleichgewichtsbedingung auf dem Geldmarkt in Periode 2 lautet mithin:

$$a - bi_2 + \frac{y_1}{2} = \bar{M} - x - y_2 + di_2$$

Aufgelöst zum Gleichgewichtszins:

$$\Leftrightarrow i_2^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1}{2} + y_2 \right)$$

Nun sei wieder der Informationsgehalt des Zinses in Bezug auf den permanenten Schock x untersucht.

- Informationsgehalt des Zinssatzes aus der **ersten** Geldmarktauktion.

- **Mit Durchschnittsbildung:** In dem Fall, daß eine Durchschnittsbildung erlaubt ist, lautet der Gleichgewichtszinssatz in der ersten Periode:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1}{2} \right)$$

Der Schätzer für den Wert des permanenten Schocks lautet demnach:

$$E(x|i_1^*) = -(a - \bar{M}) \left(\frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2 + \frac{1}{4}\sigma_y^2} \right) + (d+b) \left(\frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2 + \frac{1}{4}\sigma_y^2} \right) i_1^*$$

Die Varianz der Schätzung beträgt:

$$E((\hat{x} - x)^2) = \sigma_x^2 - \frac{(\sigma_x^2)^2}{\sigma_x^2 + \frac{1}{4}\sigma_y^2}$$

Der quadrierte Standardfehler in dem spezifischen Beispiel ($d = b = 0,5$, $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1$, $\bar{M} = 5$, $a = 10$) beträgt 0,2; er ist also noch geringer als in Modellvariante a. Außerdem ist z.B. $E(x|i_1^* = 8) = 2,4$ und der langfristig erwartete Zins ist 7,4.

- **Ohne Durchschnittsbildung:** Hier hat sich im Vergleich zur Modellvariante a nichts verändert.

- Informationsgehalt der Zinssätze aus **beiden** Geldmarktauktionen **zusammen-**
genommen.

- **Mit Durchschnittsbildung.** Die Matrix A der allgemeinen Signalextraktionsformel lautet hier:

$$A = \begin{pmatrix} \frac{1}{d+b} & \frac{1}{2(d+b)} & 0 \\ \frac{1}{d+b} & \frac{1}{2(d+b)} & \frac{1}{d+b} \end{pmatrix}$$

Durch Einsetzen erhält man wiederum die gesuchten Koeffizienten β_1, β_2 . Es stellt sich heraus, daß β_2 stets null ist, was damit zu erklären ist, daß dieser Zinssatz nur zusätzlichen 'noise' relativ zu dem in der ersten Periode enthält (siehe die Matrix A). In dem spezifischem Beispiel ($d = b = 0,5$; $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1$; $\bar{M} = 5$; $a = 10$) lauten die Koeffizienten $(\beta_1, \beta_2) = (0,8; 0)$. Der quadrierte erwartete Fehler der Schätzung beträgt erneut 0,2.

- **Ohne Durchschnittsbildung.** Im Fall *ohne* Durchschnittsbildung treten die Marktteilnehmer mit den Nachfragefunktionen der Bankkunden an den Markt. Die Situation entspricht der in der Modellvariante a.

In dieser Modellvariante läßt sich also der Informationsgehalt des Zinses bezüglich der längerfristigen Zinsentwicklung sowohl nach der ersten als auch nach der zweiten Geldmarktauktion dadurch erhöhen, daß den Geschäftsbanken eine Möglichkeit zur Durchschnittsbildung eingeräumt wird.

Modellvariante c

Wie ändert sich das Ergebnis, wenn die Geschäftsbanken den Wert der transitorischen Schocks auch nicht vor der jeweiligen Auktion erfahren? In diesem Fall ist $E(y_1) = E(y_2) = 0$. Da die Geschäftsbanken vor der ersten Periode kein verwendbares Wissen für ein optimales Arbitrageverhalten haben, ist $a_1 = a$, d.h. auch bei einer Möglichkeit zur Durchschnittsbildung werden die ursprünglichen Nachfragefunktionen in die erste Geldmarktauktion eingereicht. Der Gleichgewichtszins lautet entsprechend:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b}(a - \bar{M} + x + y_1)$$

Die Entscheidungssequenz ist in Modellvariante c bei Durchschnittsbildung um einen Schritt erweitert, da hier erst nach der Auktion (die ja Neuigkeiten bringt), über den tatsächlichen Gebrauch von Geld in der ersten Periode m_1 und entsprechend über die Bildung eines Finanzierungssaldos S_1 entschieden wird. Es wird hier unterstellt, daß die Geschäftsbanken y_1 nach der Auktion genau kennen.²⁸ Der Geldverbrauch m_1 muß nach der ersten Auktion so gewählt werden, daß $E(m_2) = m_1$ und der Grenzertrag des Geldes jeweils den erwarteten Refinanzierungskosten des Geldes in Periode 2 entspricht:

$$E(i_2^*) = (m_1^d(i_1^*))^{-1} (= (m_2^d(i_2^*))^{-1})$$

$$\Leftrightarrow \frac{1}{d+b}(a_2 - \bar{M} + x) = \frac{1}{b}(a - m) \Leftrightarrow a_2 = \frac{d+b}{b}(a - m) + \bar{M} - E(x)$$

²⁸Dies wäre z.B. der Fall, wenn sie die Realisation von x kennen. Alternativ könnte auch unterstellt werden, daß sich die Geschäftsbanken bei der Interpretation des Ergebnisses der ersten Geldmarktauktion selbst in Signalextraktion üben müssen und y_1 *schätzen*. Unter dieser Annahme ließe sich eine zusätzliche Modellvariante ('d') konstruieren.

Außerdem muß die Bedingung gelten, daß sich bei gleichem Geldverbrauch in beiden Perioden die (erwarteten) Finanzierungssalden ausgleichen, also:

$$\begin{aligned}
 S_2(m, a_2) = -S_1(m, a_1) &\Leftrightarrow S_2(m, a_2) = -S_1(m, a) \\
 \Rightarrow m - \left(a_2 - b \left(\frac{1}{d+b} (a_2 - \bar{M} + x) \right) \right) &= - \left(m - \left(a - b \left(\frac{1}{d+b} (a - \bar{M} + x + y_1) \right) \right) \right) \\
 \Leftrightarrow m &= \frac{d}{2(d+b)} (a_2 + a) + \frac{b}{d+b} (\bar{M} - x) - \frac{b}{2(d+b)} y_1
 \end{aligned}$$

Beide Bedingungen ineinander eingesetzt, aufgelöst und vereinfacht, ergeben:

$$\begin{aligned}
 a_2 &= a + \frac{b}{2b+d} y_1 \\
 m &= \frac{d}{d+b} a - \frac{b^2}{(d+2b)(d+b)} y_1 + \frac{b}{d+b} (\bar{M} - x)
 \end{aligned}$$

Mit Hilfe des ermittelten a_2 läßt sich für die zweite Periode die Zinsentstehungsgleichung konstruieren:

$$i_2^* = \frac{1}{d+b} (a_2 - \bar{M} + x + y_2) \Rightarrow i_2^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{b}{2b+d} y_1 + y_2 \right)$$

Nun sei wiederum der Informationsgehalt des Zinssatzes unter den beiden ordnungspolitischen Optionen 'Durchschnittsbildung' und 'keine Durchschnittsbildung' untersucht.

- Informationsgehalt des Zinssatzes aus der **ersten** Geldmarktauktion
 - **Mit Durchschnittsbildung.** Dieser Fall entspricht dem ohne Durchschnittsbildung in den Fällen a und b.
 - **Ohne Durchschnittsbildung.** Kein Unterschied zum Fall mit Durchschnittsbildung
- Informationsgehalt der Zinssätze aus **beiden** Geldmarktauktionen **zusammen-**
genommen.
 - **Mit Durchschnittsbildung.** Die Matrix A lautet hier:

$$A = \begin{pmatrix} \frac{1}{d+b} & \frac{1}{d+b} & 0 \\ \frac{1}{d+b} & \frac{b}{(d+b)(2b+d)} & \frac{1}{d+b} \end{pmatrix}$$

Durch Einsetzen in die Signalextraktionsformel erhält man die gesuchten Koeffizienten β_1, β_2 . In dem spezifischen Beispiel ($d = b = 0,5$, $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1$, $\bar{M} = 5$, $a = 10$) sind diese gleich (0,318; 0,273). Der quadrierte Standardfehler beträgt 0,409.

- **Ohne Durchschnittsbildung.** Dieser Fall entspricht den Modellvarianten a und b, da wiederum in beiden Perioden mit naiven Nachfragefunktionen an den Geldmarkt getreten wird.

Man erhält hier also eine höhere Informationseffizienz nach der zweiten Periode *ohne* die Möglichkeit der Durchschnittsbildung! Die ersten Zeilen der A-Matrizen (die Zinsgleichungen der ersten Periode) entsprechen sich jeweils. An den zweiten Zeilen der Matrizen (Zinsgleichungen der 2. Periode) erkennt man jedoch, daß hier ein zusätzlicher ‘noise’-Term im Fall einer Durchschnittsbildung auftaucht, der damit zusammenhängt, daß mit Durchschnittsbildung der Schock aus der ersten Periode auch in der zweiten Periode eine Rolle spielt.

Die Ergebnisse in den Modellvarianten a, b und c unter den jeweiligen Arrangements ‘mit Durchschnittsbildung’ und ‘ohne Durchschnittsbildung’ werden noch einmal in der folgenden Übersichtstabelle zusammengestellt. Den insgesamt 12 Situationen werden bezüglich der Güte der Signalextraktion Rangziffern (1-4) zugeordnet.

Tabelle 2: Informationsgehalt der Geldmarktzinsen²⁹

	Modellvariante a	Modellvariante b	Modellvariante c
Wissen über transit. Schocks vor erster Auktion	y_1, y_2 bekannt	y_1 bek. $E(y_2) = 0$ $Var(y_2) = \sigma_y^2$	$E(y_1) = E(y_2) = 0$ $Var(y_1) = Var(y_2) = \sigma_y^2$
Wissen über transit. Schocks vor zweiter Auktion	y_1, y_2 bekannt	y_1, y_2 bekannt	y_1 bekannt $E(y_2) = 0, Var(y_2) = \sigma_y^2$
Matrix A nach 1. Auktion, mDB	$\frac{1}{(d+b)} \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$	$\frac{1}{(d+b)} \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & 0 \end{pmatrix}$	$\frac{1}{(d+b)} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$
Matrix A nach 1. Auktion, oDB	$\frac{1}{(d+b)} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$	$\frac{1}{(d+b)} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$	$\frac{1}{(d+b)} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$
Rang: Informationsgehalt mDB	2	1	4
Rang: Informationsgehalt oDB	4	4	4
Matrix A nach 2. Auktion, mDB	$\frac{1}{d+b} \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 1 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$	$\frac{1}{d+b} \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & 0 \\ 1 & \frac{1}{2} & 1 \end{pmatrix}$	$\frac{1}{d+b} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & \frac{b}{2b+d} & 1 \end{pmatrix}$
Matrix A nach 2. Auktion, oDB	$\frac{1}{d+b} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}$	$\frac{1}{d+b} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}$	$\frac{1}{d+b} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}$
Rang: Informationsgehalt mDB	2	1	3
Rang: Informationsgehalt oDB	2	2	2

Nach der ersten Geldmarktauktion, d.h. in der ersten Periode (zu Beginn eines Durchschnittsbildungszeitraums) weist der Zins auf einem Geldmarkt mit Durchschnittsbildung stets einen gleich hohen oder höheren Informationsgehalt bezüglich der permanenten Komponente in der Knappheit des Geldes auf als der auf einem Geldmarkt ohne Durchschnittsbildung. Insofern kann hier ein klarer Vorteil einer Durchschnittsbildung ausgemacht werden.

Nach der zweiten Geldmarktauktion, d.h. in der zweiten Periode (am Ende eines Durchschnittsbildungszeitraumes) gibt es keine eindeutige Dominanz einer ordnungspolitischen Variante. Im Fall a ist der Informationsgehalt der Zinsen identisch; im Fall b ist eine

²⁹‘mDB’ = mit Durchschnittsbildung; ‘oDB’ = ohne Durchschnittsbildung

Durchschnittsbildung vorzuziehen; im Fall c hingegen können *ohne* Durchschnittsbildung präzisere Informationen über den längerfristigen Zustand des Geldmarktes gewonnen werden als mit Durchschnittsbildung.

Insgesamt betrachtet kann also eine Aussage zugunsten einer Durchschnittsbildung am eindeutigsten dann abgeleitet werden, wenn es am Geldmarkt hinreichend viele Geschäftsbanken gibt, die *ex ante*, d.h. vor dem Stattfinden der Geldmarktauktionen, kurzfristige Schocks und somit intertemporale Arbitragemöglichkeiten erkennen.

Nachdem die Extremfälle 'keine Durchschnittsbildung' und 'uneingeschränkte Durchschnittsbildung' behandelt wurden, sollen in den folgenden Abschnitten intermediäre Arrangements analysiert werden. So läßt sich die Arbitrageaktivität insbesondere einschränken durch Saldierungshöchstgrenzen, durch eine unterschiedliche Verzinsung von Überschüssen und Überziehungen sowie durch die Setzung eines Zinskorridors. Die Modellvariante a, bei der die Geschäftsbanken am meisten Information über die transitorischen Schocks haben, wird zugrundegelegt. Die Modellvariante b ist ähnlich zu behandeln und führt auch zu ähnlichen Ergebnissen.

IV.4 Wirkungen einer Begrenzung der Finanzierungssalden

Bei existierenden Mindestreserveregeln mit der Möglichkeit zur Durchschnittsbildung ist die Saldenbildungskapazität stets durch die Höhe der Mindestreserve begrenzt (die Banken können ihre Reserve an einem Tag auf Null reduzieren, sie können jedoch darüber hinaus keinen negativen Saldo über Nacht hinterlassen). Dies müßte prinzipiell nicht so sein: die Höhe der erlaubten Finanzierungssalden kann völlig unabhängig von der Höhe der Mindestreservepflicht bestimmt werden. Zum Beispiel sind bei der *averaging around zero* - Regelung der *Bank of Canada* die erlaubten Finanzierungssalden unbeschränkt (wenn auch die Arbitrageaktivität für die Banken recht teuer ist).³⁰ Bei einem positiven Mindestreservesatz könnte man sich vorstellen, daß den einzelnen Banken eine Durchschnittsbildungskapazität in Höhe von z.B. der Hälfte, dem Doppelten, dem Dreifachen, etc. ihres Mindestreservesolls zugebilligt wird.³¹ Nun wird kurz im Rahmen des obigen Modells die Bedeutung einer Begrenzung der Saldierungskapazität für die Informationseffizienz des Geldmarktes analysiert.

Angenommen, die Saldierung sei für den gesamten gleichmäßig informierten Bankensektor

³⁰Siehe z.B. Bank of Canada [1991], Freedman [1991] und Clinton [1996] für einen Überblick über das kanadische System.

³¹Geht die Durchschnittsbildungskapazität über die Reservepflicht hinaus, so müßten die Banken in dem Fall einer über die Mindestreserve hinausgehenden Kontenüberziehung Sicherheiten (in Form von Wertpapieren) in entsprechender Höhe hinterlegen.

auf S_{max} beschränkt. In diesem Fall lassen sich kritische Werte für die Differenz zwischen den transitorischen Schocks ermitteln, bei denen in der ersten Periode die Arbitragekapazitäten voll ausgeschöpft werden. Alle Kombinationen von noch weiter auseinanderliegenden Schocks können nicht zu vermehrter Arbitrage führen und schlagen somit 'direkter' auf die Zinsen durch. Die Information aus dem Zins muß entsprechend differenziert interpretiert werden. Wie oben gezeigt wurde, lautet der Finanzierungssaldo in Periode 1: $S_1 = (-y_1 + y_2)/2$. Also wird die maximale Saldierungskapazität voll ausgeschöpft, wenn $|-y_1 + y_2| \geq 2S_{max}$. Sind die Saldierungskapazitäten voll ausgeschöpft, so transformiert sich der ursprüngliche lineare Zusammenhang zwischen den Schockvariablen und dem beobachteten Zinssatz in einen anderen linearen Zusammenhang. Drei Situationen sind zu unterscheiden:

1. Solange $|y_1 - y_2| < 2S_{max}$ ist:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right)$$

2. Ist $(y_1 - y_2) \geq 2S_{max}$, so gilt dieser Zusammenhang nicht mehr. Dann ist $a_1 = a - S_{max}$ und somit:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} (a - S_{max} - \bar{M} + x + y_1)$$

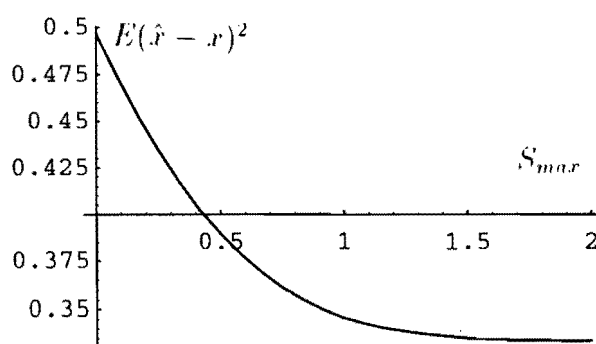
3. Ist $(y_1 - y_2) \leq -2S_{max}$, so ist $a_1 = a + S_{max}$ und somit:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} (a + S_{max} - \bar{M} + x + y_1)$$

Je größer S_{max} ist, desto häufiger ist die erste Situation relevant und desto ähnlicher ist hier das Signalextraktionsproblem dem bei unbegrenzter Durchschnittsbildung. Umgekehrt gilt, daß je kleiner S_{max} ist, desto häufiger sind die zweite und dritte Situation relevant und desto ähnlicher ist das Signalextraktionsproblem dem ohne Durchschnittsbildung.

In Anhang 2.1 wird gezeigt, wie die Signalextraktion in dem Fall einer Saldierungshöchstgrenze formal darzustellen ist. Hier soll nur kurz die Qualität der Signalextraktion in dem Fall des bereits zitierten spezifischen Beispiels ($d = b = 0,5$, $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1$, $\bar{M} = 5$, $a = 10$) und normalverteilten Schocks in Abhängigkeit von der Saldierungshöchstgrenze graphisch dargestellt werden. In der folgenden Grafik wird der erwartete quadrierte Fehler bei der

Schätzung des permanenten Schocks in Funktion von S_{max} dargestellt:



Grafik 2

Der erwartete quadrierte Fehler fällt monoton von einem Wert von $1/2$ bei $S_{max} = 0$ bis auf $1/3$ bei unbegrenzter Durchschnittsbildung im Rahmen einer konvexen Funktion. Die Grenzkosten bezüglich des Informationsgehalts des Zinses einer Verkleinerung der maximalen Saldierung steigen also monoton an. Hat die Notenbank nur gegenüber großen Arbitragesalden Vorbehalte, so kann sie diese über eine hinreichend groß gewählte Saldierungshöchstgrenze einschränken, ohne den Informationsgehalt des Geldmarktzinses stark zu verringern.

IV.5 Wirkung einer Gebührenbelastung der Arbitrageaktivität

Eine intertemporale Arbitrageaktivität ist kostenlos, wenn (sich ausgleichende) Überziehungen und Überschüsse mit identischen Zinsen belastet bzw. vergütet werden. Dies muß natürlich nicht der Fall sein. Bei dem seit 1991 in Kanada angewendeten *averaging around zero* - System sind intertemporale Arbitrageaktivitäten recht teuer: jeder negative Saldo am Ende eines Handelstages muß durch einen Überziehungskredit zu einem Notenbankzins refinanziert werden und an einem der folgenden Tage in dem Erfüllungszeitraum durch ein *unverzinstes* Überschußguthaben ausgeglichen werden (s. Bank of Canada [1991, 26]).

Es sei nun i_h der Habenzins für positive Salden und i_s der Sollzins für negative Salden mit $i_s \geq i_h$. Jede Saldierung kostet nun, unabhängig davon, in welcher Periode der Überschuß und in welcher das Defizit liegt, $|S_1|(i_s - i_h)$. Es wird von den unter vollständiger Konkurrenz stehenden Geschäftsbanken der Zins nur noch geglättet, bis die erwartete intertemporale Zinsdifferenz am Geldmarkt $|E(i_2) - E(i_1)|$ genau der Zinsdifferenz $i_s - i_h$ entspricht. Es sei $\lambda = i_s - i_h$ als der Preis der Saldenbildung definiert. Die folgenden Untersuchungen beschränken sich auf die erste Periode in der Modellvariante a. Ähnlich wie in dem Fall einer Saldierungsobergrenze sind auch hier drei Situationen zu unterscheiden:

1. Ist ohne Arbitrageaktivität der Geschäftsbanken bereits $|E(i_2) - E(i_1)| \leq \lambda \Leftrightarrow -\lambda(d+b) \leq y_1 - y_2 \leq \lambda(d+b)$, so kommt es zu keiner Arbitrageaktivität. Die Zinsgleichung in der ersten Periode lautet:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b}(a - \bar{M} + x + y_1)$$

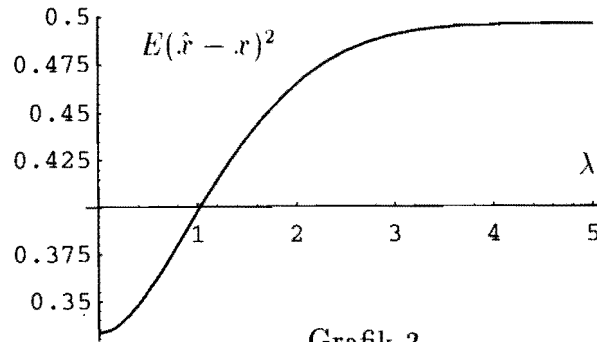
2. Ist vor einer Arbitrageaktivität der Geschäftsbanken $E(i_2) - E(i_1) > \lambda \Leftrightarrow y_1 - y_2 > \lambda(d+b)$, so werden die Geschäftsbanken in der ersten Periode einen Saldo aufbauen, und zwar derart, daß mit diesem Saldo $S_1 > 0$ gilt: $i_2 - i_1 = \lambda$. Dann lautet die Zinsgleichung in der ersten Periode:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right) + \frac{\lambda}{2}$$

3. Ist vor einer Arbitrageaktivität der Geschäftsbanken $-(E(i_2) - E(i_1)) > \lambda \Leftrightarrow y_1 - y_2 < -\lambda(d+b)$, so werden die Geschäftsbanken in der ersten Periode einen Saldo aufbauen, und zwar derart, daß mit diesem Saldo $S_1 < 0$ gilt: $-(E(i_2) - E(i_1)) = \lambda$. Dann lautet die Zinsgleichung in der ersten Periode:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right) - \frac{\lambda}{2}$$

Je höher die Saldierungsgebühr, desto häufiger ist die erste Situation relevant und desto mehr ähnelt der Geldmarkt dem Fall ohne jegliche Durchschnittsbildung. Umgekehrt gilt, daß je niedriger die Saldierungsgebühr ist, desto häufiger sind die Situationen 2 und 3 relevant und desto mehr ähnelt der Geldmarkt einem mit uneingeschränkter Durchschnittsbildung. In Anhang 2.2 wird das Signalextraktionsproblem in dem Fall einer Saldierungsgebühr formal dargestellt. Hier soll wieder nur kurz die Qualität der Signalextraktion in dem Fall des spezifischen Beispiels ($d = b = 0,5$, $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 1$, $\bar{M} = 5$, $a = 10$) und normalverteilten Schocks in Abhängigkeit von der Höhe der Gebühr graphisch dargestellt werden. Der erwartete quadrierte Fehler bei der Schätzung der permanenten Komponente x wird in der nachfolgenden Grafik als Funktion der Arbitragegebühr dargestellt. Der Fehler steigt mit der Gebührenhöhe von $1/3$ (keine Gebühr) monoton bis auf $1/2$ (nach unendlich tendierende Gebühr) an. Die Funktion ist zunächst konvex, dann konkav. Die Notenbank kann - ohne größere Einschränkung des Informationsgehaltes des Zinssatzes - mit einer niedrigen Gebühr verhindern, daß Arbitrageaktivität in Fällen schwacher transitorischer Schocks stattfindet.

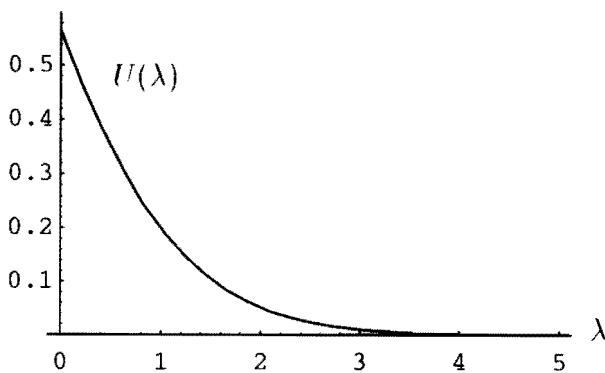


Grafik 3

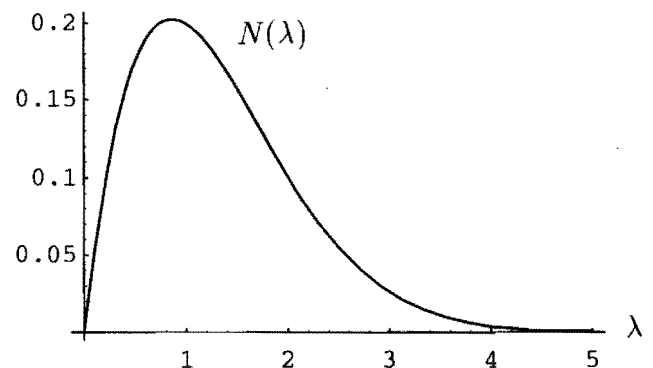
Von Interesse ist im Fall einer Gebühr auch die Frage, wie groß das im Durchschnitt durch die Arbitrageaktivität generierte Einkommen für die Notenbank in Funktion der Arbitragegebühr λ ist. Der Umsatz in Abhängigkeit von λ lautet:

$$\begin{aligned}
 U(\lambda) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{y_1 - \lambda(d+b)} f_y(y_1) f_y(y_2) \left(\frac{|y_1 - y_2|}{2} - \frac{\lambda(d+b)}{2} \right) dy_2 dy_1 \\
 &+ \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1 + \lambda(d+b)}^{+\infty} f_y(y_1) f_y(y_2) \left(\frac{|y_1 - y_2|}{2} - \frac{\lambda(d+b)}{2} \right) dy_2 dy_1 \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1 + \lambda(d+b)}^{+\infty} f_y(y_1) f_y(y_2) (|y_1 - y_2| - \lambda(d+b)) dy_2 dy_1 \quad (32)
 \end{aligned}$$

Die Steuereinnahmenfunktion $N(\lambda)$ lautet $N(\lambda) = U(\lambda)\lambda$. Beide Funktionen werden für das spezifische Beispiel in den folgenden beiden Grafiken abgebildet. Hat die Notenbank wohldefinierte Präferenzen bezüglich der Informationseffizienz auf der einen und Einnahmen auf der anderen Seite (und spielen nur diese beiden Aspekte bei der Wahl von λ eine Rolle), so kann sie ein optimales λ ableiten, wobei dieses niemals größer sein kann als das die Einnahmen maximierende λ . Offensichtlich kann die Notenbank durch eine niedrige Gebühr dem maximal möglichen Steuereinkommen recht nahe kommen, ohne die Informationseffizienz des Geldmarktes allzusehr einzuschränken.



Grafik 4



Grafik 5

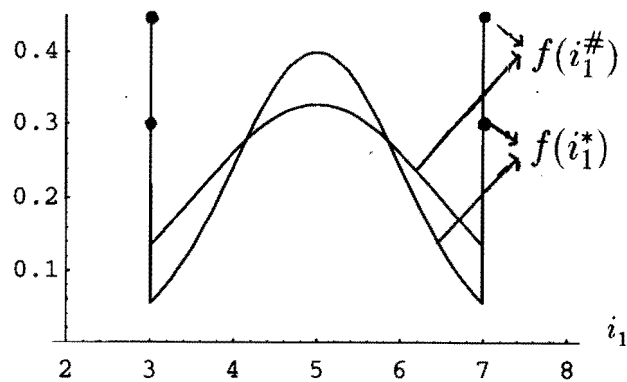
IV.6 Wirkungen eines Zinskorridors in Form einer Einlage- und Lombardfazilität

Interpretiert man x , den permanenten Geldmarktschock, als eine Variable in der Hand der Notenbank und sieht man dementsprechend in der Gestaltung der Informationseffizienz des Geldmarktes in erster Linie das Ziel, die längerfristige Perspektive der Notenbankpolitik zu offenbaren, so spricht - im Rahmen dieses Modells - alles für die Setzung eines sehr schmalen Zinskorridors, wodurch die Notenbank den Zinssatz auf dem von ihr gewünschten Niveau stabilisieren und x beliebig genau offenbaren könnte. Die Tatsache, daß sich keine Notenbank für ein solches System entschieden hat, deutet darauf hin, daß die Notenbanken doch wünschen, daß sich im Geldmarktzins längerfristig relevante Information widerspiegelt, *die von Seiten des Marktes kommt*. Die Notenbank kann eine solche Offenbarung für sich selbst anstreben (für die optimale Gestaltung ihrer Geldpolitik), oder auch im Interesse dritter Marktbeobachter wünschen. In diesem Abschnitt sei dementsprechend x als eine Variable interpretiert, die ihren Ursprung auf Seiten der Geldverwendung, d.h. der Geschäftsbanken und ihrer Kunden sowie eventuellen anderen Geldnutzern hat.

Stößt der Zinssatz an den durch zwei Fazilitäten gesetzten Korridor, so gehen Informationen über den Wert des permanenten Schocks x verloren. Je enger der Korridor, desto mehr Information geht verloren. Entsprechen sich der Zins der Einlagenfazilität und der der Lombardfazilität, so ist die Beobachtung des Zinses wertlos und $E(\hat{x} - x)^2 = \sigma_x^2$. Es lassen sich kritische Werte für $x + y_1/2 + y_2/2$ ermitteln, jenseits derer die Höhe der Schocks für den Zinssatz irrelevant wird und somit auch aus dem Zins keine zusätzliche Information mehr über x gewonnen werden kann. Die Zinssätze i_1^* und $i_1^\#$ sind in dem durch den Einlagenzinssatz i_{ez} und den Lombardzinssatz i_{lz} , (mit $i_{ez} < i_{lz}$) abgegrenzten Bereich $[i_{ez}, i_{lz}]$ so verteilt, wie wenn es keinen Korridor gäbe. Die Zufallsvariablen j^* und $j^\#$ seien im gesamten Bereich $] - \infty, +\infty[$ so verteilt, wie es i_1^* bzw. $i_1^\#$ ohne Korridor wären. Dann ist: $P(i_1^* = i_{lz}) = \int_{i_{lz}}^{\infty} f_j(i_1^*) di_1^*$ und $P(i_1^* = i_{ez}) = \int_{-\infty}^{i_{ez}} f_j(i_1^*) di_1^*$ sowie $P(i_1^\# = i_{lz}) = \int_{i_{lz}}^{\infty} f_j(i_1^\#) di_1^\#$ und $P(i_1^\# = i_{ez}) = \int_{-\infty}^{i_{ez}} f_j(i_1^\#) di_1^\#$

Wegen der höheren Varianz von j ohne Durchschnittsbildung ist $P(i_1^\# = i_{lz}) + P(i_1^\# = i_{ez})$, die Wahrscheinlichkeit der Realisation eines Randzinses ohne Durchschnittsbildung, stets größer als $P(i_1^* = i_{lz}) + P(i_1^* = i_{ez})$, die entsprechende Wahrscheinlichkeit mit Durchschnittsbildung. Die Dichtefunktionen $f(i_1^*)$, $f(i_1^\#)$ werden für die Parameterkonstellation $a = 10$; $\bar{M} = 5$; $\sigma_x^2 = 1$; $\sigma_y^2 = 1$; $d = 0.5$; $b = 0.5$ und normalverteilten Schocks in der

nachfolgenden Grafik dargestellt.



Grafik 6

Die Dichten sind an den Punkten i_{iz}, i_{ez} durch dicke Punkte dargestellt, was verdeutlichen soll, daß hier die Dichten nicht korrekt gezeichnet werden können, weil eine positive Wahrscheinlichkeit auf einer Basis der Größe Null lastet. Anhand der Grafik wird deutlich, daß eine Verengung des Korridors die Unterschiede in der Informationseffizienz zwischen einer Situation mit Durchschnittsbildung gegenüber einer ohne Durchschnittsbildung verringert: je enger der Korridor, desto häufiger ergibt sich bei Durchschnittsbildung der gleiche Zins, der sich ohne Durchschnittsbildung ergeben hätte - nämlich ein Korridorzins.

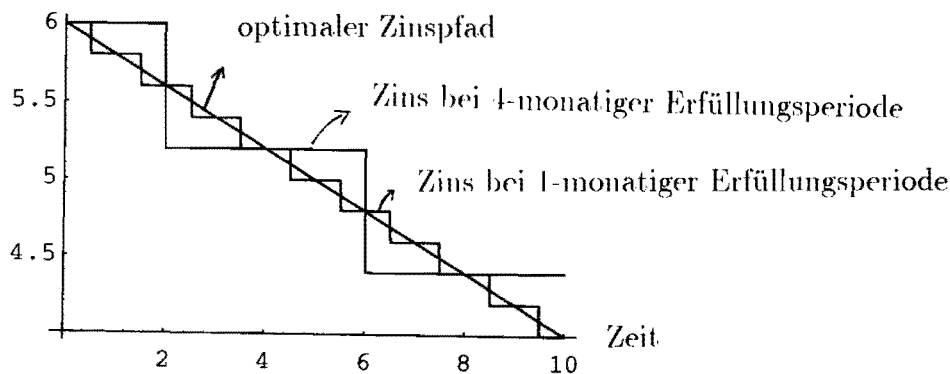
Die Entscheidung über die Breite des Korridors dürfte im wesentlichen davon abhängen, welche Vorstellung man von der wesentlichen *Richtung* der Informationsströme über den Geldmarktzins hat. Je mehr die Notenbank den Geldmarktsatz nutzt, um selbst Informationen über die (permanente) Entwicklung der Geldnachfrage zu sammeln, desto breiter sollte der Korridor belassen werden und desto nützlicher ist eine den Geschäftsbanken eingeräumte Option zur Durchschnittsbildung. Wird über den Geldmarktsatz primär Information über den Kurs der Notenbank vermittelt und bedient sich die Notenbank bei der Festlegung ihres Kurses anderer Größen als des Geldmarktsatzes, so sollte sie einen engen Korridor setzen, und die Relevanz einer Option zur Durchschnittsbildung ist relativ gering.

IV.7 Auswahl und Kombination von Eingrenzungen der Durchschnittsbildung

Als Eingrenzung der Durchschnittsbildung können betrachtet werden: (1) die mengenmäßige Begrenzung der Saldierungskapazität, (2) die Erhebung einer Arbitragegebühr, (3) die Begrenzung des Arbitragevolumens und dessen Bedeutung durch einen Zinskorridor und, verläßt man den Rahmen des obigen 2-Perioden-Modells, (4) die Wahl der Länge des Erfüllungszeitraumes, innerhalb dessen sich die Finanzierungssalden der Banken ausgleichen haben.

Ob, wieweit und durch welche Mittel die Arbitrageaktivität eingeschränkt werden soll, hängt natürlich davon ab, warum überhaupt ihre Begrenzung angestrebt wird. In der Literatur finden sich hierzu kaum Hinweise. Zwei mögliche Motive werden im folgenden angesprochen.

Das erste Motiv folgt aus der mit der Option zur Durchschnittsbildung einhergehenden Unfähigkeit der Notenbank, innerhalb einer Erfüllungsperiode (antizipierte) Zinsdifferenziale durchzusetzen. In einer mittelfristigen Betrachtung entwickelt sich der optimale Nominalzinssatz im Zeitverlauf in Funktion der Konjunktur, der exogenen Preisschocks etc. Das Ziel der Notenbank ist es, sicherzustellen, daß der tatsächliche Zinssatz möglichst eng diesem optimalen Zinssatz folgt. Der Einfachheit halber sei jetzt angenommen, daß sowohl die Notenbank als auch die Geschäftsbanken den optimalen Pfad des Nominalzinssatzes kennen, die Entwicklung der vom Standpunkt einer Mindestreserveperiode 'permanenten' Komponente also allgemein bekannt ist. Nun taucht das Problem auf, daß antizipierte Veränderungen des optimalen Zinssatzes von den Geschäftsbanken im Zeitraum der Erfüllungsperiode genauso wie transitorische Knappheitsschwankungen wegarbitragiert werden. Dann folgt der tatsächliche Zinssatz jedoch nicht mehr exakt dem im allgemeinen stetigen optimalen Zinssatz, sondern bewegt sich in Stufen um diesen herum. In der folgenden Grafik wird dies für den Fall des linear fallenden optimalen Zinssatzes $i = 6 - t/4$ für Erfüllungszeiträume von einem und vier Monaten veranschaulicht.



Grafik 7

Die entsprechende Abweichung des tatsächlichen Zinssatzes vom optimalen führt zu einer entsprechend suboptimalen monetären Steuerung der Ökonomie und entsprechenden Wohlfahrtsverlusten. Je länger der Erfüllungszeitraum, desto größer sind diese Wohlfahrtsverluste. Ist in einem Zeitraum fallender optimaler Zinsen der Wert des optimalen Zinses $i_t = i_0 - a \cdot t$ und ist der Erfüllungszeitraum n Perioden lang, so lautet bei konstanten Zinsen innerhalb des Erfüllungszeitraums die durchschnittliche Abweichung des tatsächlichen Zinssatzes von dem optimalen $na/2$.

Eine naheliegende Begrenzung dieser Wohlfahrtsverluste besteht demnach in einer Be-

grenzung der Länge der Erfüllungsperiode.³² Alternativ hierzu ist es auch möglich, die Zinsabweichung durch eine Saldenbildungshöchstgrenze S_{max} oder eine Arbitragegebühr λ zu begrenzen oder ganz auszuschalten. Ist die Arbitragegebühr größer als $na/2$, so verhindert sie jegliches systematische Wegarbitragieren von Veränderungen des optimalen Zinses folgenden Veränderungen des tatsächlichen Zinses. Ist die Arbitragegebühr geringer, so führt sie zu einer Fixierung des Zinses an den Rändern des Erfüllungszeitraumes. In der Mitte des Erfüllungszeitraumes kann der Zins weiterhin seinem optimalen Pfad folgen. Eine Höchstgrenze der Saldierung führt zu einer Fixierung des Zinses in der Mitte des Erfüllungszeitraumes und einer zum optimalen Pfad parallelen Entwicklung am Rand. Allerdings ist es bei einer Saldierungshöchstgrenze letztlich doch stets für die Notenbank möglich, einen beliebigen Zinspfad zu implementieren, indem sie die Knappheitsverhältnisse für Geld innerhalb des Erfüllungszeitraumes hinreichend stark variiert. Dies mag allerdings als unattraktiv erscheinen, da die Notenbank dann nach Maßgabe des Rhythmus der Erfüllungsperiode einen Zyklus in ihrer Geldmengenpolitik realisieren muß.

Das mögliche zweite Motiv für eine Begrenzung der intertemporalen Arbitrageaktivität läßt sich aus dem Fall c des Modells in Abschnitt IV.3 ableiten. Dort wird gezeigt, daß in dem Fall, in dem die Geschäftsbanken die transitorischen Schocks nicht vor den Geldmarktauktionen kennen, die vergangenen Fehleinschätzungen in der Erfüllungsperiode zu einem 'noise' im Zinssignal führen können, welcher im Extremfall zu einer informationsökonomischen Unterlegenheit des Falls mit Durchschnittsbildung gegenüber dem ohne Durchschnittsbildung führen kann. Wenn es in der Realität teilweise von den Geschäftsbanken nicht-antizipierte Geldmarktschocks gibt, mag ein übermäßiges Ausdehnen der Erfüllungsperiode zu einer Verringerung des Informationsgewinns durch die Durchschnittsbildung aus eben diesem Grund führen.³³ Der Beginn einer Erfüllungsperiode ist stets eine Phase der besonderen Reinheit des Zinssignals: auf der einen Seite liegt ein relativ langer Zeitraum der möglichen Durchschnittsbildung vor den Banken, auf der

³²Meulendyke und Tulpan [1993] (siehe auch z.B. Spindt und Tarhan [1984]) diskutieren die Vor- und Nachteile von *carry-over-provisions*, also dem Einräumen der Möglichkeit, am Ende einer Erfüllungsperiode übrigbleibende Salden in die nächste Periode zu übertragen. Während dies in Deutschland bisher nicht möglich ist, können die Banken in den USA 2% ihres Mindestreservesolls als Defizit oder Überschuß in die nächste Periode übertragen, wobei sie allerdings nicht zweimal hintereinander ein Defizit oder einen Überschuß übertragen dürfen. Die Vor- und Nachteile eines *carry-over* dürften in etwa denen einer Verlängerung des Erfüllungszeitraums ähneln. Die Übertragung verringert die Varianz des Zinses am Ultimo, verschiebt dabei allerdings zumindest einen Teil dieser Varianz in die nächste Erfüllungsperiode. Die Einräumung eines *carry-over* in den USA ist auch im Zusammenhang mit der Kürze der dortigen Erfüllungsperiode (2 Wochen) zu sehen. Für die deutsche Lösung eines längeren Zeitraumes ohne *carry-over* spricht zumindest einmal die größere Einfachheit. Auf die Debatte um das Pro- und Kontra eines *carry-over* soll hier nicht vertieft eingegangen werden.

³³Meulendyke und Tulpan [1993, 174-177] nennen ein ähnliches Argument, das für eine Begrenzung der Länge des Erfüllungszeitraumes spricht.

anderen Seite gibt es keinen Ballast mehr aus der Vergangenheit in Form von Finanzierungssalden aufgrund vergangener Fehleinschätzungen. Es hat deshalb seine spezifischen Vorteile, häufig *Anfänge* von Erfüllungszeiträumen zu haben.

Wie sind allgemein die Vor- und Nachteile einer Gebührenbelastung der Saldenbildung im Vergleich zu denen einer Begrenzung der Saldierungskapazitäten einzuschätzen? Bei einer Gebührenbelastung gilt, daß die Paare $(y_1, y_2) = (y_1, y_1 + e)$ für alle $e > \lambda(d + b)$ in den gleichen Zinssatz abgebildet werden. Bei einer Saldierungsbeschränkung ist es in gewisser Weise umgekehrt: wenn die Differenz zwischen den transitorischen Schocks relativ schwach ist, werden alle Schock-Paare in den gleichen Zinssatz abgebildet, nämlich alle Paare $(y_1, y_1 + e)$ für $-S_{max}/2 < e < S_{max}/2$. Insofern werden - grob gesprochen - bei einer Gebührenbelastung eher die stärkeren, bei einer Saldenbeschränkung eher die schwächeren transitorischen Schocks herausgefiltert. Bei einer Beurteilung dieser Erkenntnis ist zu berücksichtigen, daß schwächere transitorische Schocks wesentlich häufiger vorkommen als starke. Ansonsten lassen sich die folgenden beiden Argumente für eine Gebührenbelastung und gegen eine Saldenbeschränkung nennen:

- Die Zinsdifferenz λ ist zugleich eine Einnahmequelle der Notenbank. Hat diese Zinsdifferenz über die Zinssteuerungswirkung die gleichen Wohlfahrtseffekte wie eine Saldenbeschränkung, so ist sie vorzuziehen, da im allgemeinen Staatseinnahmen durch Steuern mit positiven Grenzwohlfahrtskosten verbunden sind.
- Nur bei einer Arbitragegebühr ist es weitgehend irrelevant, wie die Information über die zu erwartenden transitorischen Schocks zwischen den Geldmarktteilnehmern verteilt ist. Auch wenn nur sehr wenige Banken informiert sind, werden sie bei einer Gebühr durch Arbitrage einen ähnlichen Signalverbesserungseffekt erreichen, wie wenn die Information gleichmäßig allen Geldmarktteilnehmern zur Verfügung stünde. Gibt es Höchstgrenzen für Finanzierungssalden, so reduziert sich hingegen die insgesamt verfügbare Saldierungsmasse, sobald nicht mehr alle Banken informiert sind. Es ist jedoch durchaus realistisch, davon auszugehen, daß die Information über die transitorischen Schocks ungleich zwischen den Geschäftsbanken verteilt ist. Von Fall zu Fall mögen, je nach Quelle der transitorischen Schocks, unterschiedliche Banken einen spezifischen Informationsvorsprung haben. Je weniger breit die einzelnen Informationen über die transitorischen Schocks zwischen den Banken gestreut sind, desto stärker beschränkt die Saldenbegrenzung die Arbitrageaktivität. Eine Saldenbeschränkung führt bei einer unregelmäßigen Breite der Streuung der Informationen über die transitorischen Schocks zu einer jeweils unterschiedlichen Begrenzung der Saldierungskapazität. Bei einer breiten Streuung der Information werden transitorische Schocks viel stärker herausgefiltert als bei einer engen. Dies schafft zusätzliche Unsicherheit.³⁴

³⁴Das Argument läßt sich für den Fall, daß es für die Banken mit einem Aufwand verbunden ist, In-

Für eine mengenmäßige Beschränkung der Saldierungskapazität scheint zu sprechen, daß bei einer solchen die Notenbank notfalls die Zügel innerhalb der Erfüllungsperiode stets wieder vollständig in die Hand nehmen kann, indem sie eine Politik betreibt, die zunächst die Saldierungskapazitäten ausschöpft. Sind die Saldierungskapazitäten ausgeschöpft, so schlägt eine Notenbankpolitik (zumindest in der einen Richtung) so direkt durch, als ob keine Saldierungsoption existieren würde. So erhält sich die Notenbank die grundsätzliche Fähigkeit, den Zinspfad innerhalb der Erfüllungsperiode exakt zu bestimmen.

Was läßt sich bezüglich der Interaktion eines *Zinskorridors* mit einer Saldierungsgebühr und einer Saldierungshöchstgrenze sagen? Bei einer Kombination von Höchstgrenzen mit einem Zinskorridor gilt, daß, wenn der Zinskorridor hinreichend schmal ist, die Höchstgrenzen niemals ausgeschöpft werden, so daß sie irrelevant werden und redundant sind. Bei einer Kombination von Gebühren mit einem Zinskorridor gilt, daß sich niemals eine intertemporale Arbitrageaktivität entfaltet, wenn der Zinskorridor hinreichend schmal ist und die Gebühren hinreichend hoch sind. Da in beiden Fällen das gleiche Ergebnis auch mit einer einfacheren Regel realisiert werden kann, sollten sie wegen des ordnungspolitischen Prinzips der größtmöglichen Einfachheit vermieden werden.

Das derzeitige System der Bundesbank operiert mit Höchstgrenzen (dem Mindestreserve-soll), die im Aggregat allerdings auch am Anfang der Erfüllungsperiode nie ausgeschöpft werden. Dies darf allerdings nicht als Beweis dafür gesehen werden, daß die *einzelnen* Banken nicht doch in manchen Fällen (nämlich solchen, in denen die Information über die transitorischen Schocks nicht breit gestreut ist) einen über die Grenzen hinausgehenden Saldenaufbau vorgezogen hätten. Es wäre anhand von disaggregierten Daten des Banksektors zu untersuchen, ob und wie stark in Deutschland zur Zeit von einer effektiven Saldierungsbegrenzung gesprochen werden kann.

formationen über die transitorischen Schocks zu erlangen, erweitern: Im Fall einer Steuer müssen nur wenige Banken Investitionen in die Produktion von Information vornehmen, um eine hinreichende Saldierungskapazität zur Verfügung zu stellen. Sind dagegen die einzelnen Banken in ihrer Saldierungskapazität beschränkt, so müssen entsprechend mehr Banken Investitionen in die Produktion von Information vornehmen, um den gleichen Effekt auf die Informationseffizienz des Geldzinses zu erreichen.

V. Schlußfolgerungen

In der vorliegenden Arbeit wurden die Stabilisierungswirkungen einer Mindestreserve einer möglichst weitgehend informationsökonomischen Analyse unterzogen. Da Geld eine Institution ist, der in einer Welt der vollständigen Information nur die Rolle eines bedeutungslosen 'Schleiers' zukommt, sollte eine Theorie der Geldordnung und der Geldpolitik im Kern eine informationsökonomische Theorie sein. In der Theorie der Geldpolitik hat sich diese Erkenntnis seit der Einführung rationaler Erwartungen mehr und mehr verbreitet. Auch in der Analyse von Elementen der Finanz- und Geldordnung ist sie nicht grundsätzlich neu. Allerdings bleibt noch häufig das zugrundeliegende informationsökonomische Problem weitgehend implizit. Im Abschnitt IV wurde ein Beitrag dazu geleistet, die Stabilisierungswirkungen einer Durchschnittsbildung bei der Reservesollerfüllung in einem strengeren Sinne informationsökonomisch zu modellieren, als dies bisher in der Literatur geschehen ist. Insgesamt wurden in der Arbeit vier Argumente für eine Mindestreservepflicht analysiert:

1. Eine Mindestreservepflicht kann der Schaffung einer strukturellen Zentralbankgeldnachfrage dienen, um entweder überhaupt die Existenz einer positiven Zentralbankgeldnachfrage sicherzustellen oder um einen auftretenden starken Rückgang der Zentralbankgeldnachfrage grob zu neutralisieren (siehe Abschnitt II.1). Da aufgrund technologischer Neuerungen substantielle Veränderungen sowohl im Bereich der privaten Bargeldhaltung als auch im Bereich des Zahlungsverkehrs absehbar sind, könnte diese Mindestreservefunktion zumindest in der Zukunft entscheidende Bedeutung erlangen. Das Instrument der Mindestreserve sollte deshalb grundsätzlich erhalten bleiben. Dies stärkt das unverzichtbare Vertrauen der Märkte in die Fähigkeit der Notenbank, unter allen Umständen die Knappheit des Geldes und damit dessen Kaufkraft zu kontrollieren.

2. Eine unverzinsten Mindestreserve ist zugleich eine Form von Steuer auf die Depositengeldschaffung der Banken. Insofern muß sie der Frage unterworfen werden, ob sie den Effizienzkriterien der Theorie der optimalen Besteuerung genügt (siehe Abschnitt II.2). Die hohe internationale Mobilität eines Teils der reservepflichtigen Bankpassiva spricht dabei für eine *Angleichung* der entsprechenden Mindestreservesätze in dem Raum der hohen Beweglichkeit der betreffenden Bankpassiva. In dem Fall einer solchen Angleichung spräche a priori nur noch wenig dafür, daß die marginalen Wohlfahrtskosten der Staatseinnahmen durch eine unverzinsten Mindestreserve höher sind, als diejenigen anderer Formen von Staatseinnahmen. Eine Alternative zur Angleichung der Mindestreservesätze bestünde in einer *Verzinsung* der Mindestreserve in jenen Ländern mit einer Mindestreservepflicht.

3. Die *Unvollständigkeit der Verzinsung* von Mindestreserven hat in der realen Welt (in der sich die Informationsstände der Geschäftsbanken und der Notenbank unterscheiden) einen spezifischen Einfluß auf die Stabilität der Makroökonomie, d.h insbesondere auf

die Variabilität der realwirtschaftlichen Aktivität um deren natürlichen (bzw. angestrebten) Wert (siehe Abschnitt 3). Abzuschätzen, wie hoch der in diesem Sinne optimale Mindestreservesatz ist, fällt jedoch schwer, und es spricht (bezüglich dieser Mindestreservecumfunktion) a priori auch wenig dafür, daß ein positiver Mindestreservesatz in jedem Fall besser ist als einer von null. Nicht zuletzt dürfte es unwahrscheinlich sein, daß eine Mindestreservspflicht in der derzeit in Deutschland geltenden Höhe (aufgrund dieser dritten Funktion) einen sehr deutlich spürbaren Effekt auf die Stabilität der Makroökonomie hat.

4. Müssen die Mindestreserven nur als *Durchschnitt* innerhalb eines Erfüllungszeitraums gehalten werden, so hat dies die Wirkung, daß die Geschäftsbanken antizipierte kurzfristige Zinsschwankungen innerhalb der Erfüllungsperiode wegarbitrieren, wodurch der Tagesgeldsatz zu einem besseren Signal für die längerfristige Entwicklung der Knappheitsverhältnisse auf dem Geldmarkt, also für die längerfristige Entwicklung der Zinsen wird. Für diese Funktion spielt es zunächst keine Rolle, ob die Mindestreserve verzinst wird oder nicht. Auch die Höhe der Mindestreserve ist nicht notwendigerweise relevant, da die Durchschnittsbildungskapazität der Banken von der Höhe der Mindestreserve entkoppelt werden kann (siehe Abschnitt IV). Zwar dürfte die empirische Bestimmung des in einem marginalen Sinne optimalen Ausmaßes an intertemporalen Arbitragemöglichkeiten einige Probleme aufwerfen. Es spricht jedoch vieles dafür, daß eine hinreichend beschränkte Option zur Durchschnittsbildung (so wie sie z.B. zur Zeit in Deutschland eingeräumt wird) in jedem Fall positiv wirkt.

Die vier Funktionen wurden bisher in Deutschland (und vielen anderen Ländern) *zusammen* in der Form einer unverzinsten Mindestreserve auf Bankverbindlichkeiten mit der Möglichkeit zur Durchschnittsbildung implementiert. Sie lassen sich jedoch letztlich in mindestens drei Gruppen aufspalten, die unabhängig voneinander gestaltet werden können. Nur die Funktionen 2 und 3 lassen sich nicht völlig unabhängig voneinander betrachten und realisieren.

Zahlreiche Aspekte sind in der vorliegenden Arbeit offen geblieben. Die Bearbeitung der folgenden Fragestellungen wäre vielleicht von besonderem Interesse: (1) Die informationsökonomischen Ansätze der Abschnitte III und IV der Arbeit sollten sich letztlich zusammenführen lassen. Dies würde insbesondere eine detailliertere Modellierung der Fristigkeiten und der Zeitreihenstruktur der Geldmarktschocks erfordern. (2) Das Modell des Abschnitts IV könnte durch den Einbau einer Reaktionsfunktion der Notenbank (unter Berücksichtigung der Unsicherheit der Notenbank über die permanente Komponente des Geldmarktzinses) bereichert werden. Der Geldmarktsatz würde hierdurch seine Zeitreiheigenschaften ändern, was jedoch nichts an der grundlegenden Struktur des Signalextraktionsproblems ändern würde. Wiederum wäre eine weniger restriktive Modellierung der Zeitreiheigenschaften der Schocks sowie ein nicht mehr auf zwei Perioden beschränktes Modell erforderlich. (3) Die Ableitung einer optimalen Geldordnung und einer optimalen

geldpolitischen Reaktionsfunktion bleibt letztlich in den meisten Fällen eine empirische Frage. Bezüglich der empirischen Implementierung besteht bei den meisten Arbeiten, die eine explizite informationsökonomische Grundlegung anstreben, Nachholbedarf.³⁵ (4) Eine genauere *theoretische* Modellierung der positiven Externalität von Liquiditätspolstern der am Geldmarkt tätigen Banken wäre wünschenswert, da diese Externalität in gewisser Weise den Kern des Modells in Abschnitt IV darstellt.

Ein allgemeines theoretisches Ziel muß es bleiben, die informationsökonomische Dimension der Geldtheorie klarer herauszuarbeiten und methodisch fortzuentwickeln. Nur auf diesem Wege kann eine wirkliche 'Mikrofundierung' der Stabilisierungswirkungen der Gestaltung der Geldordnung, der Gestaltung der Reaktionsfunktion der Notenbank und der Interaktion zwischen beiden gelingen.

³⁵Hamilton [1996] ist eine Arbeit, die zeigt, daß auch die Wirkung komplizierter institutioneller Arrangements am Geldmarkt empirisch erfaßt werden kann.

Anhang 1: Herleitung der Kleinst-Quadrat-Signalextraktionsformel

Anhang 1.1 Herleitung bei einer Beobachtung und n unbeobachteten Schocks

Die Signalextraktionsformel leitet sich für den Fall *einer* beobachteten Variable wie folgt ab. Es sei i^* eine beobachtete Variable und es sei bekannt, daß

$$i^* = \alpha' X \quad (33)$$

mit $\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_n)$ einem Vektor von bekannten Koeffizienten, $X = (x_0, x_1, x_2, \dots, x_n)'$ ein Vektor von Zufallsvariablen mit $x_0 = 1$ (deterministisch) und für $j = 1 \dots n$ $E(x_j) = 0$, $Var(x_j) = \sigma_j^2$ und $Cov(x_j, x_l) = 0, \forall j \neq l$. Es wird nun ein linearer Schätzer für x_k in Abhängigkeit von dem beobachteten i^* gesucht. Es gilt also, die beiden Koeffizienten β_0, β_1 in der Gleichung $\hat{x}_k = \beta_0 + \beta_1 i^*$ zu finden, so daß der erwartete quadrierte Fehler der Schätzung minimal ist, also

$$\min_{\beta_0, \beta_1} E(\hat{x}_k - x_k)^2$$

Nun ist

$$\begin{aligned} E(\hat{x}_k - x_k)^2 &= E(\beta_0 + \beta_1 i^* - x_k)^2 = E(\beta_0 + \beta_1 \alpha' X - x_k)^2 \\ &= E(\beta_0^2 + 2\beta_0 \beta_1 \alpha' X - 2\beta_0 x_k + \beta_1^2 (\alpha' X)^2 - 2(\beta_1) \alpha' X x_k + x_k^2) \\ &= \beta_0^2 + 2\beta_0 \beta_1 \alpha_0 + \beta_1^2 \left(\alpha_0^2 + \sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2 \right) - 2\beta_1 \alpha_i \sigma_i^2 + \sigma_i^2 \end{aligned}$$

Dies nach β_0 abgeleitet und gleich null gesetzt, ergibt, aufgelöst nach β_0 :

$$\beta_0 = -\alpha_0 \beta_1$$

Die Varianz nach β_1 abgeleitet und gleich null gesetzt, ergibt, aufgelöst nach β_1 :

$$\beta_1 = \frac{\alpha_i \sigma_i^2 - \beta_0 \alpha_0}{\alpha_0^2 + \left(\sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2 \right)}$$

Ineinandergesetzt und aufgelöst erhält man:

$$(\beta_0, \beta_1) = \left(-\alpha_0 \frac{\alpha_i \sigma_i^2}{\sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2}, \frac{\alpha_i \sigma_i^2}{\sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2} \right) \quad (34)$$

Durch Einsetzen der ermittelten Werte von β_0, β_1 in die Varianz der Schätzung erhält man den quadrierten erwarteten Fehler bei der Schätzung:

$$E((\hat{x}_k - x_k)^2) = \sigma_i^2 - \frac{(\alpha_i \sigma_i^2)^2}{\sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \sigma_j^2} \quad (35)$$

Anhang 1.2 Herleitung bei m Beobachtungen und n unbeobachteten Schocks

Der Zusammenhang zwischen den m Beobachtungen $(i_1^*, i_2^*, \dots, i_m^*)$ und den n versteckten Variablen (x_1, x_2, \dots, x_n) laute:

$$\begin{pmatrix} i_1^* \\ i_2^* \\ \dots \\ i_m^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}x_1 + \alpha_{1,2}x_2 + \dots + \alpha_{1,n}x_n \\ \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1}x_1 + \alpha_{2,2}x_2 + \dots + \alpha_{2,n}x_n \\ \dots \\ \alpha_{m,0} + \alpha_{m,1}x_1 + \alpha_{m,2}x_2 + \dots + \alpha_{m,n}x_n \end{pmatrix} \quad (36)$$

In Matrizenform geschrieben: $i^* = \alpha_0 + Ax$ mit $i^* \in R^m$, $\alpha_0 \in R^m$, $A \in R^{m,n}$, $x \in R^n$. Das Rechenproblem kann vereinfacht werden, indem definiert wird: $z = i^* - \alpha_0$ und somit: $z = Ax$. Gesucht wird ein Vektor $\beta \in R^m$ für den gilt: $\beta = \operatorname{argmin}(E(\hat{x}_k - x_k)^2)$ mit $\hat{x}_k = \beta'z$. Durch Einsetzen erhält man:

$$\begin{aligned} E(\hat{x}_k - x_k)^2 &= E(\beta'Ax - x_k)^2 = E((\beta'Ax)^2 - 2\beta'Ax x_k + x_k^2) \\ &= E((\beta'Ax)(\beta'Ax)' - 2\beta'Ax x_k + x_k^2) = E(\beta'Ax(Ax)'\beta - 2\beta'Ax x_k + x_k^2) \end{aligned}$$

Nach Lütkepohl [1991, S. 470], Satz 2, lautet die Ableitung des ersten Terms in der Klammer:

$$\frac{\partial \beta'Ax(Ax)'\beta}{\partial \beta} = (Ax(Ax)' + (Ax(Ax)')')\beta = 2Ax x' A\beta$$

Die Ableitung des zweiten Terms in der Klammer lautet nach Satz 1 bei Lütkepohl [1991, S. 470]:

$$\frac{\partial 2\beta'Ax x_k}{\partial \beta} = 2(Ax x_k)$$

Die Ableitung des dritten Terms ist Null. Die gesamte Ableitung gleich Null gesetzt und umgestellt ergibt also:

$$2AE(xx')A'\beta = 2AE(xx_k)$$

Dies von links mit $(2AE(xx')A')^{-1}$ multipliziert ergibt den den quadrierten Fehler minimierenden Vektor β :

$$\beta = (AE(xx')A')^{-1}AE(xx_k) \quad (37)$$

Durch Einsetzen dieses besten Schätzers in die quadratische Fehlerfunktion erhält man die Varianz der Schätzung:

$$\begin{aligned} E(\hat{x}_k - x_k)^2 &= E(\beta'Ax - x_k)^2 = E(\beta'Ax x' A'\beta - 2\beta'Ax x_k + x_k^2) \\ &= ((AE(xx')A')^{-1}AE(xx_k))'AE(xx')A'((AE(xx')A')^{-1}AE(xx_k)) \\ &\quad - 2(AE(xx')A')^{-1}AE(xx_k))'Ax x_k + \sigma_x^2 \end{aligned} \quad (38)$$

Anhang 2: Ableitung des Informationsgehaltes des Geldmarktzinses bei einer eingeschränkten Option zur Durchschnittsbildung

Anhang 2.1: Informationsgehalt des Geldmarktzinses bei einer Saldierungshöchstgrenze

Bei einer Saldierungshöchstgrenze von S_{max} sind je nach Realisation der transitorischen Schocks drei Situationen zu unterscheiden:

1. Solange $|y_1 - y_2| < 2S_{max}$ ist:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right)$$

Es sei j_1 eine Zufallsvariable, die *dieser* Zufallsvariablen i_1^* entspricht.

2. Ist $(y_1 - y_2) \geq 2S_{max}$, so gilt dieser Zusammenhang nicht mehr. Dann ist $a_1 = a - S_{max}$ und somit:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} (a - S_{max} - \bar{M} + x + y_1)$$

Es sei j_2 eine Zufallsvariable, die *dieser* Zufallsvariablen i_1^* entspricht.

3. Ist $(y_1 - y_2) \leq -2S_{max}$, so ist $a_1 = a + S_{max}$ und somit:

$$i_1^* = \frac{1}{d+b} (a + S_{max} - \bar{M} + x + y_1)$$

Es sei j_3 eine Zufallsvariable, die *dieser* Zufallsvariablen i_1^* entspricht.

Der Informationsgehalt der Zinsen in Abhängigkeit von S_{max} läßt sich wie folgt berechnen. Um die Dichtefunktion $f(i_1^*)$ zu ermitteln, können die drei Dichtefunktionen $f(j_1)$, $f(j_2)$, $f(j_3)$ unter der jeweiligen durch die Wahl der Integralschranken bei der Bildung der Randdichten sichergestellten Annahme, daß $(y_1 - y_2)$ in den entsprechenden Bereichen liegt, addiert werden:³⁶

$$f(i_1^*) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1 - 2S_{max}}^{y_1 + 2S_{max}} f_{(j_1, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1 \\ + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{y_1 - 2S_{max}} f_{(j_2, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1$$

³⁶Eine Anmerkung zur Notation " $f_u(v)$ " der Dichtefunktionen: Die Variable im Index ist die, welche festlegt, um welche Dichtefunktion es sich handelt. Die Variable in der Klammer stellt die Größe dar, die in eine Wahrscheinlichkeit abgebildet wird. Entsprechen sich beide, so kann die Variable im Index weggelassen werden.

$$+ \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1+2S_{max}}^{+\infty} f_{(j_3, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1 \quad (39)$$

Der Wert der Realisation von x bestimmt in keinem Fall, welche der drei Dichten anzuwenden ist. Dadurch läßt sich der Einfluß der transitorischen Schocks in Abhängigkeit von der Höhe der Saldierungsgebühr zunächst unabhängig von x behandeln. Setzt man x konstant, so ist i_1^* (bzw. j_1, j_2, j_3) ausschließlich eine Funktion von y_1, y_2 . Es genügt dann zunächst, die Varianz der Zufallsvariablen ($i|x = \text{konstant}$) zu ermitteln. Wir setzen im folgenden $x = 0$. Dann lautet das Abhängigkeitsverhältnis zwischen j_1, y_1, y_2 : $j_1 = (a - \bar{M} + (y_1 + y_2)/2)/(d + b)$. Immer wenn diese Gleichung erfüllt ist, ist $f_{(j_1, y_1, y_2)} = f_{(j_1, y_2)}$, ansonsten ist $f_{(j_1, y_1, y_2)} = 0$. Es sei $q(j, y_1, y_2)$ eine Funktion, die den Wert eins annimmt, wenn die lineare Bedingung erfüllt ist und ansonsten null ist. Der erste Term von $f(i_1^*)$ läßt sich dann auch schreiben:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1-2S_{max}}^{y_1+2S_{max}} f_{(j_1, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{(j_1, y_1)}(i_1^*, y_1) \int_{y_1-2S_{max}}^{y_1+2S_{max}} q(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1$$

Das innere Integral in diesem Ausdruck kann jedoch stets nur den Wert null oder eins annehmen. Es nimmt den Wert eins an, wenn $2((d+b)j_1 - a + \bar{M} - y_1/2) \in [y_1 - 2S_{max}, y_1 + 2S_{max}]$. Dann kann jedoch auch auf dieses Integral verzichtet werden, wenn sichergestellt wird, daß nur über jene Werte von y_1 integriert wird, für die dies gilt. Also:

$$y_1 - 2S_{max} < 2((d+b)j_1 - a + \bar{M} - y_1/2) < y_1 + 2S_{max} \\ \Leftrightarrow S_{max} + (d+b)j_1 - a + \bar{M} \geq y_1 \geq -S + (d+b)j_1 - a + \bar{M}$$

Die untere Schranke sei mit Q_1 bezeichnet und die obere mit Q_2 . Dann kann der erste Term von $f(i_1^*)$ geschrieben werden als:

$$\int_{Q_1}^{Q_2} f_{(j_1, y_1)}(i_1^*, y_1) dy_1$$

Zum zweiten Term von $f(i_1^*)$: y_2 kommt in der Bestimmungsgleichung von j_2 nicht vor. Also ist y_2 von den anderen Zufallsvariablen unabhängig, und der Term kann auch wie folgt geschrieben werden:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_{(j_2, y_1)}(i_1^*, x, y_1) \int_{-\infty}^{y_1-2S_{max}} f_y(y_2) dy_2 dy_1$$

Die Dichte $f_{(j_2, y_1)}$ enthält nun jedoch noch ein lineares Abhängigkeitsverhältnis, nämlich: $j_1 = (a - S_{max} - \bar{M} + y_1)/(d + b)$. Wie der erste Term kann demnach der zweite Term umgeschrieben werden:

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} q(i_1^*, y_1) f_{(j_2)}(i_1^*) \int_{-\infty}^{y_1-2S_{max}} f_y(y_2) dy_2 dy_1$$

Diese Beschränkung auf einen einzigen Wert von $y_1 \in [-\infty, +\infty]$ kann jedoch auch ausgedrückt werden, indem das äußere Integral weggelassen wird und das y_1 in den Integralschranken des inneren Integrals substituiert wird durch die lineare Beziehung in i_1^* . Es

sei $R_1 = (d + b)i_1^* - a + S_{max} + \bar{M} - 2S_{max} = (d + b)i_1^* - a - S_{max} + \bar{M}$. Dann lautet der zweite Term von $f(i_1^*)$:

$$f_{(j_2)}(i_1^*) \int_{-\infty}^{R_1} f_y(y_2) dy_2$$

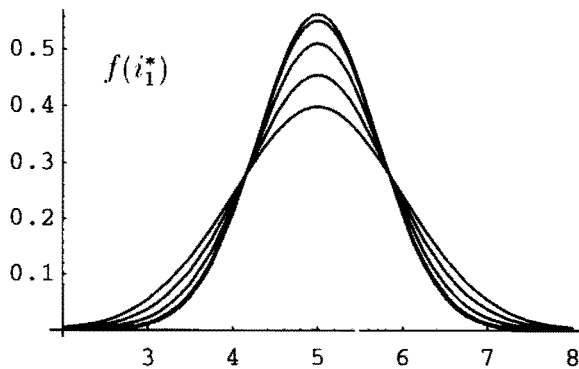
Genauso lautet der dritte Term mit $R_2 = (d + b)i_1^* - a - S_{max} + \bar{M} + 2S_{max} = (d + b)i_1^* - a + S_{max} + \bar{M}$:

$$f_{(j_3)}(i_1^*) \int_{R_2}^{+\infty} f_y(y_2) dy_2$$

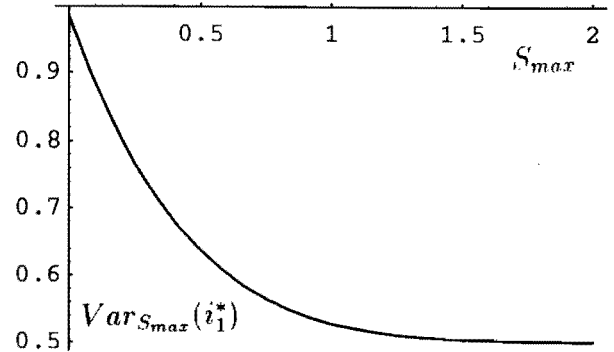
Noch einmal zusammengefaßt lautet also die Dichte $f_{(i_1^*, x=0)}$:

$$f_{(i_1^*)} = \int_{Q_1}^{Q_2} f_{(j_1, y_1)}(i_1^*, y_1) dy_1 + f_{(j_2)}(i_1^*) \int_{-\infty}^{R_1} f_y(y_2) dy_2 + f_{(j_3)}(i_1^*) \int_{R_2}^{+\infty} f_y(y_2) dy_2 \quad (40)$$

In den folgenden beiden Grafiken wird der bereits herangezogene spezifische Fall $a = 10; \bar{M} = 5; \sigma_x^2 = 1; \sigma_y^2 = 1; d = 0.5; b = 0.5$ und normalverteilten Schocks illustriert. In der linken Grafik wird die durch die transitorischen Schocks verursachte Streuung des Zinssatzes für verschiedene Saldierungsmaxima unter der Annahme $x = 0$ dargestellt. Die zugrundegelegten Saldierungsmaxima sind 0 (entspricht dem Fall ohne Durchschnittsbildung); 0,2; 0,5; 1; 3; 20 (entspricht praktisch dem Fall mit unbegrenzter Durchschnittsbildung). Die Streuung, die die transitorischen Schocks verursachen, kann durch die Setzung einer Saldierungshöchstgrenze stufenlos im Rahmen der Extreme 'unbegrenzte Durchschnittsbildung' und 'keine Durchschnittsbildung' gesteuert werden. Die Varianz von i_1^* unter der Annahme eines konstanten x wird als Funktion von S_{max} in der rechten Grafik dargestellt:



Grafik 8



Grafik 9

Nun sei x wieder in die Analyse eingeführt. Der beobachtete Zins kommt zustande im Rahmen einer linearen Gleichung, in der neben x jene aus y_1 und y_2 nach Maßgabe von S_{max} zusammengesetzte Zufallsvariable vorkommt. Die aus den transitorischen Schocks zusammengesetzte Zufallsvariable sei nun mit z bezeichnet. Der erwartete quadrierte Fehler bei der Schätzung von x lautet dann:

$$E((\hat{x} - x)^2) = \sigma_x^2 - \frac{\sigma_x^4}{\sigma_x^2 + \sigma_z^2}$$

In dem spezifischen Beispiel mit $\sigma_x^2 = 1$ erhält man:

$$E((\hat{x} - x)^2) = 1 - \frac{1}{1 + \sigma_z^2} = \frac{\sigma_z^2}{1 + \sigma_z^2}$$

Anhang 2.2: Informationsgehalt des Geldmarktzinses bei einer Saldierungsgebühr

Ähnlich wie in dem Fall einer Saldierungshöchstgrenze sind auch bei einer Saldierungsgebühr λ drei Situationen zu unterscheiden:

1. Ist ohne Arbitrageaktivität der Geschäftsbanken bereits $|E(i_2) - E(i_1)| \leq \lambda \Leftrightarrow -\lambda(d + b) \leq y_1 - y_2 \leq \lambda(d + b)$, so kommt es zu keiner Arbitrageaktivität. Die Zinsgleichung in der ersten Periode lautet:

$$i_1^* = \frac{1}{d + b}(a - \bar{M} + x + y_1)$$

Es sei j_1 eine Zufallsvariable, die *dieser* Zufallsvariablen i_1^* entspricht.

2. Ist vor einer Arbitrageaktivität der Geschäftsbanken $E(i_2) - E(i_1) > \lambda \Leftrightarrow y_1 - y_2 > \lambda(d + b)$, so werden die Geschäftsbanken in der ersten Periode ein Saldo aufbauen, und zwar derart, daß mit diesem Saldo $S_1 > 0$ gilt: $E(i_2) - E(i_1) = \lambda$. Dann lautet die Zinsgleichung in der ersten Periode:

$$i_1^* = \frac{1}{d + b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right) + \frac{\lambda}{2}$$

Es sei j_2 eine Zufallsvariable, die *dieser* Zufallsvariablen i_1^* entspricht.

3. Ist vor einer Arbitrageaktivität der Geschäftsbanken $-(E(i_2) - E(i_1)) > \lambda \Leftrightarrow y_1 - y_2 < -\lambda(d + b)$, so werden die Geschäftsbanken in der ersten Periode ein Saldo aufbauen, und zwar derart, daß mit diesem Saldo $S_1 < 0$ gilt: $-(E(i_2) - E(i_1)) = \lambda$. Dann lautet die Zinsgleichung in der ersten Periode:

$$i_1^* = \frac{1}{d + b} \left(a - \bar{M} + x + \frac{y_1 + y_2}{2} \right) - \frac{\lambda}{2}$$

Es sei j_3 eine Zufallsvariable, die *dieser* Zufallsvariablen i_1^* entspricht.

Zur Ermittlung der Dichtefunktion $f(i_1^*)$ müssen wieder die drei Dichtefunktionen unter der jeweiligen durch die Wahl der Integralschranken sichergestellten Annahme, daß $(y_1 - y_2)$ in dem relevanten Bereich liegt, addiert werden:

$$f(i_1^*) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1 - \lambda(d+b)}^{y_1 + \lambda(d+b)} f_{(j_1, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1$$

$$\begin{aligned}
& + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{y_1 - \lambda(d+b)} f_{(j_2, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1 \\
& + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1 + \lambda(d+b)}^{+\infty} f_{(j_3, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1
\end{aligned} \tag{41}$$

Setzt man x konstant, so wird i_1^* zu einer Funktion ausschließlich in den beiden Zufallsvariablen y_1 und y_2 . Die Realisation des *permanenten* Schocks hat wiederum keinen Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit, sich in einem bestimmten der drei Fälle zu befinden, so daß der stochastische Einfluß von x von dem der transitorischen Schocks zunächst getrennt behandelt werden kann. Es sei zunächst $x = 0$ gesetzt. Dann lautet das Abhängigkeitsverhältnis zwischen j_1, y_1, y_2 : $j_1 = (a - \bar{M} + y_1)/(d + b)$. Die Zufallsvariable y_2 kommt in der Bestimmungsgleichung von j_1 nicht vor. Also ist y_2 von den anderen Zufallsvariablen unabhängig und der Term kann auch geschrieben werden:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{y_1 - \lambda(d+b)}^{y_1 + \lambda(d+b)} f_{(j_1, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{(j_1, y_1)} \int_{y_1 - \lambda(d+b)}^{y_1 + \lambda(d+b)} f_{(y_2)}(y_2) dy_2 dy_1$$

Die Dichte $f_{(j_1, y_1)}$ enthält nun jedoch noch das oben genannte lineare Abhängigkeitsverhältnis. Ist $q(j_1, y_1)$ eine Funktion, die den Wert 1 annimmt, wenn das Verhältnis erfüllt ist und ansonsten null ist, so kann der Term auch wie folgt geschrieben werden:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_{j_1, y_1}(i_1^*, y_1) \int_{y_1 - \lambda(d+b)}^{y_1 + \lambda(d+b)} f_{(y_2)}(y_2) dy_2 dy_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} q(i_1^*, y_1) f_{j_1}(i_1^*) \int_{y_1 - \lambda(d+b)}^{y_1 + \lambda(d+b)} f_{(y_2)}(y_2) dy_2 dy_1$$

Diese Beschränkung durch q auf einen einzigen Wert von $y_1 \in] - \infty, \infty[$ kann jedoch auch dadurch ausgedrückt werden, daß das äußere Integral weggelassen wird und in den Schranken des inneren Integrals der Wert von y_1 durch die lineare Beziehung in i_1^* substituiert wird. Es sei $R_1 = (d + b)j_1 - a + M - \lambda(d + b)$ und $R_2 = (d + b)j_1 - a + M + \lambda(d + b)$. Dann lautet also der erste Term von $f(i_1^*)$:

$$f_{(j_1)}(i_1^*) \int_{R_1}^{R_2} f_{(y_2)}(y_2) dy_2$$

Im zweiten Term lautet die lineare Beziehung zwischen j_2 und y_1, y_2 , wenn $x = 0$:

$$i_1^* = \frac{1}{d + b} \left(a - \bar{M} + \frac{y_1 + y_2}{2} \right) + \frac{\lambda}{2}$$

Immer wenn diese Gleichung erfüllt ist, ist $f_{(j_2, y_1, y_2)} = f_{(j_1, y_1)}$, ansonsten ist $f_{(j_1, y_1, y_2)} = 0$. Es sei $q(i_1^*, y_1, y_2)$ eine Funktion, die den Wert eins annimmt, wenn die lineare Bedingung erfüllt ist und ansonsten null ist. Der zweite Term von $f(i_1^*)$ läßt sich demnach auch schreiben:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{y_1 - \lambda(d+b)} f_{(j_2, y_1, y_2)}(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{(j_2, y_1)}(i_1^*, y_1) \int_{-\infty}^{y_1 - \lambda(d+b)} q(i_1^*, y_1, y_2) dy_2 dy_1$$

Das innere Integral in diesem Ausdruck kann jedoch stets nur den Wert null oder eins annehmen. Es nimmt den Wert eins an, wenn $2((d + b)j_2 - a + \bar{M} - x - y_1/2 - (d + b)\lambda/2) \in$

$] -\infty, y_1 - \lambda(d + b)]$. Dann kann jedoch auch auf dieses Integral verzichtet werden, wenn sichergestellt wird, daß im äußeren Integral nur über jene Werte von y_1 integriert wird, für die die obige Beziehung gilt. Diese Werte sind jene, für die gilt:

$$2((d + b)i_1^* - a + \bar{M} - y_1/2 - (d + b)\lambda/2) < y_1 - \lambda(d + b) \Leftrightarrow y_1 > (d + b)i_1^* - a + \bar{M}$$

Diese Schranke sei mit V_1 bezeichnet. Dann kann der zweite Term endlich geschrieben werden:

$$\int_{V_1}^{+\infty} f_{(j_2, y_1)}(i_1^*, y_1) dy_1$$

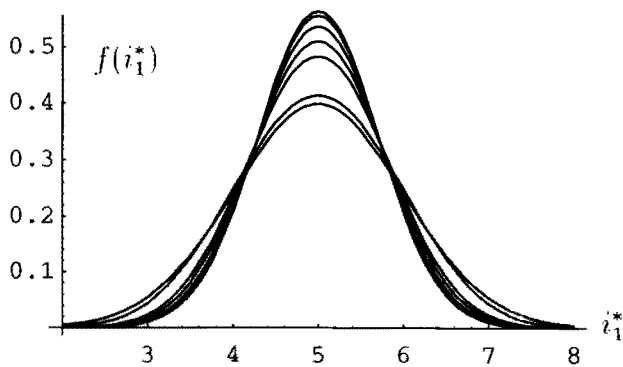
Beim dritten Term gehe man genauso vor, um zu erhalten:

$$\int_{-\infty}^{V_1} f_{(j_3, y_1)}(i_1^*, y_1) dy_1$$

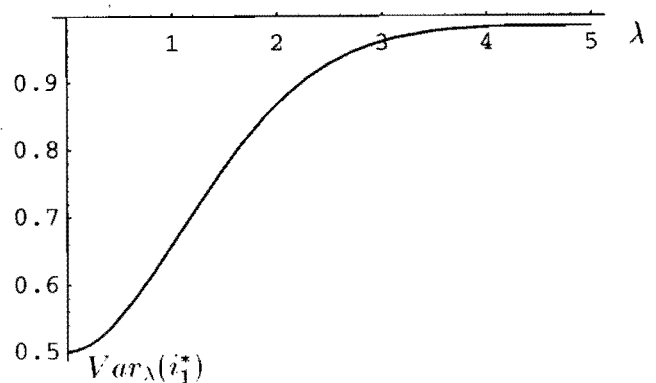
Zusammenfassend lautet also die Dichtefunktion $f_{(i_1^*, x=0)}$:

$$f(i_1^*) = f_{(j_1)}(i_1^*) \int_{R_1}^{R_2} f_y(y_2) dy_2 dy_1 + \int_{V_1}^{+\infty} f_{(j_2, y_1)}(i_1^*, y_1) dy_1 + \int_{-\infty}^{V_1} f_{(j_3, y_1)}(i_1^*, y_1) dy_1 \quad (42)$$

In der folgenden linken Grafik werden in dem spezifischen Fall $a = 10; \bar{M} = 5; \sigma_x^2 = 1; \sigma_y^2 = 1; d = 0,5; b = 0,5$ und normalverteilten Schocks für verschiedene Werte der Arbitragegebühr λ die Dichtefunktionen von i_1^* (bei $x = 0$) wiedergegeben. Die zugrundegelegten Werte von λ sind 0 (entspricht dem Fall uneingeschränkter Arbitrage); 0,25; 0,5; 0,75; 1; 2; 8 (entspricht praktisch dem Fall ohne Durchschnittsbildung). Wie bereits bei der Wahl einer Höchstgrenze des Saldierungsvolumens kann auch hier die durch die transitorischen Schocks verursachte Streuung durch die Setzung einer Saldierungsgebühr stufenlos gesteuert werden. Die rechte Grafik gibt die Varianz von i_1^* bei konstantem x in Abhängigkeit von λ wieder.



Grafik 10



Grafik 11

Literaturverzeichnis

- Angeloni, I. und Prati, A. [1992], *Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy (1991-92)*, Working Paper, Bank of Italy, Research Department.
- Ayuso, J., Haldane, A. und Restoy, F. [1994], "Volatility Transmission Along the Money Market Yield Curve," *Banco de Espana Working Paper*, No. 9403.
- Baltensperger, Ernst [1980], "Alternative Approaches to the Theory of the Banking Firm," *Journal of Monetary Economics*, 6, 1-37.
- Baltensperger, Ernst [1982a], "Reserve Requirements and Economic Stability," *Journal of Money, Credit and Banking*, 14, 205-215.
- Baltensperger, Ernst [1982b], "Reserve Requirements and Optimal Money Balances," *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 102, 225-236.
- Bank of Canada [1991], "The Implementation of Monetary Policy in a System with Zero Reserve Requirements," *Bank of Canada Review*, May 1991, 23-34.
- Bank of England [1988], *Bank of England Operations in the Sterling Money Market*.
- Bank of Japan [1995], "Reserve Requirement Systems and Recent Reforms of Them in Major Industrialized Countries: A Comparative Perspective," Preliminary draft.
- Brainard, William C. [1967], "Uncertainty and the Effectiveness of Policy," *American Economic Review, P & P*, 57, 411-425.
- Browne, Frank [1996], "The Long-Term Macroeconomic Consequences of the Combined Effects of Electronic Payments and Financial Innovation and their Implication for Monetary Policy," Manuscript of a speech held at Frankfurt University on November 4, 1996.
- Brunner, Allan D. [1993], "Bank Reserve Management, Reserve Requirements, and the Implementation of Monetary Policy," in: Federal Reserve Bank of New York, *Reduced Reserve Requirements: Alternatives for the Conduct of Monetary Policy and Reserve Management*, 239-248.
- Brunner, Allan D. und Lown, Cara S. [1993a], "The Effect of Lower Reserve Requirements on Money Market Volatility," *American Economic Review, P & P*, 83, 199-205.
- Brunner, Allan D. und Lown, Cara S. [1993b], "Implementing Monetary Policy with Lower Reserve Requirements," in: Federal Reserve Bank of New York, *Reduced Reserve Requirements: Alternatives for the Conduct of Monetary Policy and Reserve Management*, 239-248.
- Bundesverband deutscher Banken [1996], *Die Position der privaten Banken zum geldpolitischen Instrumentarium des Europäischen Systems der Zentralbanken*, Köln, 30. April 1996.

- Canzoneri, Matthew B. [1977], "The Intermediate Control Problem," *Journal of Money, Credit and Banking*, 9, 368-371.
- Canzoneri, Matthew B. [1979], "Monetary Policy and the Choice of a Monetary Instrument in a Stochastic Setting," *Journal of Macroeconomics*, 1, 209-221.
- Carstensen, Meinhard [1988], "Gedanken zur Mindestreservepolitik aus der Sicht der Geschäftsbanken", in: *Wandlungen des geldpolitischen Instrumentariums der Deutschen Bundesbank*, Beihefte zu *Kredit und Kapital*, Heft 10, 93-108.
- Clinton, Kevin [1996], *Implementation of Monetary Policy in a Regime With Zero Reserve Requirements*, Paper presented at a conference organized by the IMF at the People's Bank of China, June 1996.
- Coase, Ronald [1960], "The Problem of Social Cost," *Journal of Law and Economics*, 3, 1-44.
- Cothren, Richard D. und Waud, Roger N. [1994], "On the Optimality of Reserve Requirements," *Journal of Money, Credit and Banking*, 26, 827-838.
- Davis, George und Toma, Mark [1995], "Inflation, Reserve Requirements, and Real Interest Rates with Direct and Indirect Loan Markets," *Journal of Macroeconomics*, 17, 515-531.
- Deutsche Bundesbank [1995], *Die Geldpolitik der Bundesbank*, Frankfurt am Main.
- Diamond, Peter [1984], "Money in Search Equilibrium," *Econometrica*, 52, 1-20.
- Dotsey, Michael und King, Robert [1983], "Monetary Instruments and Policy Rules in a Rational Expectations Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12, 357-382.
- Fama, Eugene F. [1980], "Banking in the Theory of Finance," *Journal of Monetary Economics*, 6, 39-57.
- Federal Reserve Bank of New York [1993], *Reduced Reserve Requirements: Alternatives for the Conduct of Monetary Policy and Reserve Management*, April 1993.
- Feinman, Joshua N. [1993], "Reserve Requirements: History, Current Practice, and Potential Reform," *Federal Reserve Bulletin*, 79, 569-589.
- Freedman, Charles [1991], "Zero Reserve Requirements: Impact and Analysis", *Canadian Treasurer*, December 1991 / January 1992, 36-40.
- Freeman, Scott [1987], "Reserve Requirements and Optimal Seignorage," *Journal of Monetary Economics*, 19, 307-314.
- Freeman, Scott und Haslag, John H. [1995], "Should Bank Reserves Earn Interest?", *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 25-33.
- Friedmann, Willy [1988], "Die Mindestreserve im deutschen Finanzsystem", in: *Wandlungen des geldpolitischen Instrumentariums der Deutschen Bundesbank*, Beihefte zu *Kredit*

und Kapital, Heft 10, 79-91.

Froyen, Richard T. und Kopecky, Kenneth J. [1983] "A Note on Reserve Requirements and Monetary Control with a Flexible Deposit Rate," *Journal of Banking and Finance*, 7, 101-109.

Goodfriend, Marvin und Hagraves, Monica [1983], "A Historical Assessment of the Rationales and Functions of Reserve Requirements," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, March/April 1983, 3-21.

Grossman, Sanford J. und Stiglitz, Joseph E. [1976], "Information and Competitive Price System," *American Economic Review*, 66, 246-253.

Hamilton, James D. [1996], "The Daily Market for Federal Funds," *Journal of Political Economy*, 104, 26-56.

Hardy, Daniel [1996a], "Reserve Requirements and Monetary Management. An Introduction," IMF Working Paper, WP/93/35.

Hardy, Daniel [1996b], *Informational Efficiency and Interest Rate Stabilization, or How Often Should a Central Bank Intervene*, IMF-Working Paper.

Harvey, Andrew C. [1993], *Time Series Models*, Harvester Wheatsheaf, Hempstead.

Hayek, Friedrich A. [1945], "The Use of Knowledge in Society," *American Economic Review*, 35, 519-530.

Hayek, Friedrich A. [1976], *Denationalization of Money*, An Analysis of the Theory and Practice of Concurrent Currencies, Institute of Economic Affairs, London.

Hicks, John R. [1935], "A Suggestion for Simplifying the Theory of Money," *Economica*, N.S., 1-19.

Hirshleifer, Jack [1971], "The Private and Social Value of Information and the Reward to Inventive Activity," *American Economic Review*, 61, 562-74.

Horrigan, Brian R. [1988], "Are Reserve Requirements Relevant for Economic Stabilization?," *Journal of Monetary Economics*, 21, 97-105.

Kasman, Bruce [1993], "A Comparison of Monetary Policy Operation Procedures in Six Industrial Countries," in: Federal Reserve Bank of New York, *Reduced Reserve Requirements: Alternatives for the Conduct of Monetary Policy and Reserve Management*, 15-62.

Kareken, John H., Muench, Thomas und Wallace, Neil [1973], "Optimal Open Market Strategy: The Use of Information Variables," *American Economic Review*, 63, 156-172.

Keynes, John M. [1930], *A Treatise on Money*, Vol I: The Pure Theory of Money; Vol.II: The Applied Theory of Money, Macmillan & Co, London.

King, Mervyn [1994], "Monetary Policy Instruments: the UK Experience," *Bank of England Quarterly Bulletin*, August 1994, 268-276.

- King, Robert G. [1982], "Monetary Policy and the Information Content of Prices," *Journal of Political Economy*, 90, 247-279.
- Lasser, Dennis J. [1992], "The Effect of Contemporaneous Reserve Accounting on the Market for Federal Funds," *Journal of Banking and Finance*, 16, 1047-1056.
- Laufenberg, Daniel E. [1979], "Optimal Reserve Requirements Ratios Against Bank Deposits for Short-Run Monetary Control," *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, 99-105.
- LeRoy, Stephen F. und Waud, Roger N. [1977], "Applications of the Kalman Filter in Short-Run Monetary Control," *International Economic Review*, 18, 195-207.
- Lucas, Robert E. [1972], "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, 4, 103-24.
- Lütkepohl, Helmut [1991], *Multivariate Time Series Analysis*, Berlin u.a., Springer Verlag.
- Lutz, Friedrich A. [1936/1962], "Das Grundproblem der Geldverfassung", in: *Geld und Währung*, Gesammelte Abhandlungen von F.A. Lutz, J.C.B. Mohr (Paul Siebeck), Tübingen.
- Meulendyke, Ann-Marie [1993], "Monetary Policy Implementation and Reserve Requirements," in: Federal Reserve Bank of New York, *Reduced Reserve Requirements: Alternatives for the Conduct of Monetary Policy and Reserve Management*, 1-14.
- Meulendyke, Ann-Marie und Tulpan, Ted [1993], "Expanded Reserve Maintenance Periods and Increased Carryover Limits," in: Federal Reserve Bank of New York, *Reduced Reserve Requirements: Alternatives for the Conduct of Monetary Policy and Reserve Management*, 169-206.
- Mourmouras, Alex und Russel, Steven [1992], "Optimal Reserve Requirements, Deposit Taxation, and the Demand for Money," *Journal of Monetary Economics*, 30, 129-142.
- Okun, Arthur M. [1973], "Inflation: Its Mechanics and Welfare Costs," *Brooking Papers on Economic Activity*, 351-390.
- Polleit, Thorsten [1996], "Schlüssel Fragen zur europäischen Mindestreserve," *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen*, 6/96, 247-253.
- Poole, William [1968], "Commercial Bank Reserve Management in a Stochastic Model: Implications for Monetary Policy," *Journal of Finance*, 23, 769-791.
- Poole, William [1970], "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model," *Quarterly Journal of Economics*, 84, 197-216.
- Remsperger, Herrmann und Angenendt, Uwe [1995], "Freiwillige Reserven in der Europäischen Währungsunion," *Die Bank*, 7/95, 401-406.

- Repullo, Rafael [1990], "The Reform of Reserve Requirements in Spain: A Technical Note," *Banco de Espana Economic Bulletin*, June 1990, 85-94.
- Richter, Rudolf [1968], "The Banking-System Within Macro-Economic Theory," *German Economic Review*, 6, 273-293.
- Richter, Rudolf [1987], *Geldtheorie*, Springer Verlag, Berlin et al.
- Richter, Rudolf, Schlieper, Ulrich und Friedmann, Willy [1981], *Makroökonomik. Eine Einführung*, 4. Auflage, Springer-Verlag, Berlin u.a.
- Romer, David [1985], "Financial Intermediation, Reserve Requirements, and Inside Money. A General Equilibrium Approach," *Journal of Monetary Economics*, 16, 175- 194.
- Santomero, Anthony M. und Siegel, Jeremy J. [1981], "Bank Regulation and Macroeconomic Stability," *American Economic Review*, 71, 39-53
- Sargent, Thomas J. [1979], *Macroeconomic Theory*, New York, Academic Press.
- Sargent, Thomas J. und Wallace, Neil [1985], "Interest on Reserves," *Journal of Monetary Economics*, 15, 279-290.
- Siegel, Jeremy J. [1981], "Bank Reserves and Financial Stability," *Journal of Finance*, 34, 1073- 1084.
- Siegel, Jeremy J. [1983], "Operational Interest Rate Rules," *American Economic Review*, 73, 1102-1109.
- Spindt, Paul A. und Tarhan, Vefa [1984], "Bank Reserve Adjustment Process and the Use of Reserve Carryover as a Reserve Management Tool," *Journal of Banking and Finance*, 8, 5-20.
- Stevens, E.J. [1991], "Is there any Rationale for Reserve Requirements?," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 27/3, 2-17.
- Stiglitz, Joseph E. und Weiss, Andrew [1981], "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, 71, 393-410.
- Trejos, Alberto und Wright, Randall [1995], "Search, Bargaining, Money, and Prices," *Journal of Political Economy*, 103, 118-141.
- Turnovsky, Stephen J. [1975], "Optimal Choice of Monetary Instrument in a Linear Economic Model with Stochastic Coefficients," *Journal of Money, Credit and Banking*, 7, 51-80.
- Turnovsky, Stephen J. [1977], *Macroeconomic Analysis and Stabilization Policies*, Cambridge University Press, Cambridge et al.
- Turnovsky, Stephen J. [1987], "Optimal Monetary Policy and Wage Indexation under alternative Disturbances and Information Structures," *Journal of Money, Credit and Banking*, 19, 157-180.

- Vazquez, Manuel [1995] "An Attempt to Model the Stabilizing Effect of Reserve Requirements on Very-Short-Term Interest Rates," *Banque de France Bulletin Digest*, 21, 31-51.
- Weiner, Stewart E. [1992], "The Changing Role of Reserve Requirements in Monetary Policy," *Federal Reserve of Kansas City Economic Review*, IV/92, 45-62.
- Weiss, Laurence [1979], "Information Aggregation and Policy," *Seminar Paper no. 131*, Institute for International Economic Studies, Stockholm.
- Weiss, Laurence [1980], "The Role for Active Monetary Policy in a Rational Expectations Model," *Journal of Political Economy*, 88, 221-233.
- Weiss, Laurence [1981], "Interest Rate Policies and Informational Efficiency," *Cowles Foundation Discussion Paper*, no. 589, Yale University.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Intergenerative Verteilungseffekte öffentlicher Haushalte – Theoretische Konzepte und empirischer Befund für die Bundesrepublik Deutschland	Stephan Boll

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann
Oktober	1996	Alternative specifications of the German term structure and its informa- tion content regarding inflation *)	Sebastian T. Schich
November	1996	Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse Eine Analyse anhand der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank	Elmar Stöß
Januar	1997	Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven	Ulrich Bindseil

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

