

Portfoliostruktur der Geschäftsbanken und Geldumlaufgeschwindigkeit

Der empirische Befund für die Bundesrepublik Deutschland

Von Manfred Neldner, Osnabrück

I. Einleitung

Die Frage nach der zweckmäßigsten geldpolitischen Zwischenzielgröße wird auch heute noch unterschiedlich beantwortet. Zwar scheint zur Zeit die Mehrzahl der Zentralbanken in den westlichen Industrieländern der Geldmenge – sei es nun in der einen oder in der anderen Abgrenzung – den Vorzug zu geben. Aber auch andere Größen sind nach wie vor im Gespräch, wobei in erster Linie an verschiedene kurz- oder langfristige Zinssätze und an das Volumen der Bankkredite zu denken ist.

Soweit sich die Diskussion auf die relativen Vorzüge der Aggregate Geldmenge und Bankkreditvolumen beschränkt, geht der Streit vor allem darum, ob und inwieweit es für den Wirtschaftsablauf von Belang ist, auf welchem Wege zusätzliches Geld in den Kreislauf einfließt oder auf welchem Wege dem Kreislauf ein Teil der Geldmenge wieder entzogen wird. Diejenigen, die zugunsten der (wie auch immer definierten) Geldmenge als Zwischenzielgröße eintreten, halten die jeweilige Form der Geldschaffung oder -vernichtung entweder für irrelevant oder zumindest für so wenig bedeutsam, daß sie diesem Moment keine besondere Beachtung zuwenden. Diejenigen, die dem Bankkreditvolumen den Vorzug geben, meinen hingegen, daß der Teil der Geldmenge, der seine Entstehung der bankmäßigen Kreditgewährung verdankt, die wirtschaftliche Aktivität weitaus stärker beeinflußt als der Teil, der auf Wertpapierkäufe der Banken zurückgeht. Aus ihrer Sicht ist daher jede undifferenzierte Betrachtung der Geldmenge schlechthin von vornherein nicht problemadäquat.

II. Die Portfoliostruktur-Hypothese

Die Argumente, die von den Verfechtern des kreditären Standpunkts ins Feld geführt werden, liegen im wesentlichen auf zwei Ebenen¹.

Erstens wird darauf verwiesen, daß im Rahmen der unternehmerischen Planung für unterschiedliche Investitionsarten jeweils andere Zinssätze maßgeblich sind und daß der für die Anpassung an sich verändernde Kreditmarktbedingungen notwendige Zeitbedarf bei den einzelnen Investitionskategorien schon aus technischen Gründen mehr oder weniger stark differiert. Darauf stützt sich wiederum die Erwartung, daß die Wirtschaftssubjekte auf etwaige Wertpapiertransaktionen der Banken im Regelfall weniger schnell und zugleich schwächer reagieren als auf Veränderungen des Bankkreditangebots. Denn Bankkredite – so wird behauptet – dienen vorwiegend der Finanzierung kurzfristiger (Lager-)Investitionen. Folglich würden sich die mit einer Zu- oder Abnahme des Kreditangebots einhergehenden Variationen des Kreditzinssatzes vor allem in denjenigen Bereichen der Volkswirtschaft bemerkbar machen, in denen Ausgaben- und Produktionspläne verhältnismäßig rasch in die Tat umgesetzt werden können. Also sei anzunehmen, daß eine Zunahme der bankmäßigen Kreditgewährung schon in relativ kurzer Zeit eine spürbare expansive Wirkung auf den Wirtschaftsprozess ausübt. Anders zu beurteilen seien hingegen diejenigen Fälle, in denen die Banken Geldschöpfung mittels Käufen von Wertpapieren betreiben: Hierdurch würden vornehmlich solche Zinssätze verändert werden, die typischerweise für langfristige Investitionen, etwa im privaten Wohnungsbau oder im Anlagenbereich, maßgebend sind. Einige dieser Ausgabenkategorien seien aber relativ zinsunelastisch, und – was noch wichtiger ist – sie alle ließen sich nur mit erheblichen zeitlichen Verzögerungen an etwaige Zinssatzvariationen anpassen.

Zweitens wird argumentiert, daß die Neigung, Geldbeträge für die Käufe von Sachgütern und Dienstleistungen zu verausgaben, in der Regel nicht unabhängig von der jeweiligen Form der Geldschaffung sei. Handele es sich um „Kreditgeld“, also um Geld, das seine Entstehung der Inanspruchnahme von Bankkrediten verdankt, dann sei eine baldige Verausgabung wahrscheinlich. Zumindest sei sie wahrscheinlicher als die Verausgabung von „Wertpapiergeld“, da diejenigen, die Wertpapiere an Banken verkaufen, die ihnen daraufhin zufließenden Geldbeträge möglicherweise als eine Form der Vermögensanlage betrachten, was eine Verwendung für die Käufe von Sachgütern und Dienstleistungen zwangsläufig ausschließt. Dieses zweite Argument deckt sich weitgehend mit der konventionellen keynesianischen

¹ Vgl. hierzu *Silber, William C.*: Monetary Channels and the Relative Importance of Money Supply and Bank Portfolios. In: *The Journal of Finance*, Vol. 24, 1969, S. 81 ff. – *Streissler, Erich/ Tichy, Gunther*: Die Transmission monetärer Impulse über den Kreditmarkt. Zur Bedeutung der Kreditrationierung und ihrer institutionellen Voraussetzungen in Europa. In: *Ehrlicher, Werner/ Oberhauser, Alois* (Hrsg.): *Probleme der Geldmengensteuerung*, Berlin 1978, S. 145 ff.

Unterscheidung zwischen Transaktions- und Spekulationskasse. Dazu sei hier nur auf *Modigliani* verwiesen, der schon zu Anfang der 40er Jahre die von *Keynes* vorgenommene Zweiteilung der geplanten Kassenhaltung mit den Wendungen „money to spend“ und „money to hold“ umschrieben hat².

Beide Argumente, sowohl dasjenige, das von der Annahme unterschiedlicher Verausgabungsgeschwindigkeiten bei „kurzfristigen“ und „langfristigen“ Mitteln ausgeht, als auch dasjenige, das dem Kreditgeld und dem Wertpapiergeld jeweils andere Ausgabenneigungen zuordnet, werden in der Literatur – zumindest im Prinzip – akzeptiert. Jedoch ist vor allem von monetaristischer Seite eingewandt worden, daß sich die oben geschilderten Effekte allenfalls extrem kurzfristig, also gleichsam nur in der ersten Runde, bemerkbar machen dürften³. Längerfristig müsse hingegen damit gerechnet werden, daß sich der Unterschied zwischen Kreditgeld und Wertpapiergeld verwischt, weshalb es müßig sei, der Aktivseite der Bankbilanzen – das heißt der Portfoliostruktur des Bankensektors – besondere Aufmerksamkeit zuzuwenden.

Aber selbst kurzfristig wirksame Portfoliostruktur-Effekte können geldpolitisch bedeutsam sein. Deshalb ist der monetaristische Einwand zuweilen dahingehend beantwortet worden, daß sich gerade in diesem Zusammenhang bislang noch wenig genutzte Möglichkeiten für eine antizyklisch konzipierte Stabilisierungspolitik eröffnen. Zudem läßt sich durchaus in Zweifel ziehen, ob die Portfoliostruktur der Banken tatsächlich nur Konsequenzen kurzfristiger Natur für den Wirtschaftsablauf hat. „Loan deposits“ – so heißt es etwa bei *Anderson* – „are ‚purchased‘ by an interest rate which is normally not an insignificant cost. They are also obtained generally through shorter-term loans which come up for consideration fairly often. For these reasons, there is a virtual guarantee that this type of deposit will either be used or liquidated. It lives under constant tension“⁴.

Plausibilitätsüberlegungen allein können allerdings den Streit um die Relevanz des Portfoliostruktur-Effekts weder in die eine noch in die andere Richtung entscheiden. Dazu bedarf es vielmehr einer Reihe empirischer Tests. Jedoch ist die Zahl der bislang vorliegenden Untersuchungen noch verhältnismäßig gering, und ihre Ergebnisse lassen sich nur unter erheb-

² *Modigliani, Franco*: Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money. In: *Econometrica*, Vol. 12, 1944, S. 54.

³ *Andersen, Leonall C.*: Monetary Velocity in Empirical Analysis. Discussion. In: *Federal Reserve Bank of Boston* (Hrsg.): *Controlling Monetary Aggregates*, Boston 1969, S. 52. – *Silber, William L.*: *Monetary Channels ... a.a.O.*, S. 86. *Silber* beruft sich an dieser Stelle auf eine entsprechende Äußerung von *Phillip Cagan*.

⁴ *Anderson, Paul S.*: Monetary Velocity in Empirical Analysis. In: *Federal Reserve Bank of Boston* (Hrsg.): *Controlling Monetary Aggregates*, Boston 1969, S. 43.

lichen Vorbehalten verallgemeinern, da sie ausschließlich auf amerikanischem Datenmaterial beruhen. Vor dem Hintergrund dieser relativ schmalen empirischen Basis läßt sich zur Zeit lediglich soviel sagen, daß die Existenz eines Portfoliostruktur-Effekts durch das statistische Material offenbar nicht widerlegt wird. *Anderson*⁵ und *Silber*⁶ glauben sogar, die Portfoliostruktur-Hypothese eindeutig bestätigen zu können. Ihre Arbeiten werden indessen durch die nachfolgenden Untersuchungen von *Andersen*⁷, *Sutherland*⁸ und *Campbell*⁹ mehr oder minder relativiert, wenngleich im Falle von *Sutherland* auf wenig beeindruckende Weise. Zudem finden sich auch bei *Andersen* und *Campbell* einige Belege dafür, daß der Portfoliostruktur-Effekt zumindest kurzfristiger Wirkung zu sein scheint, was jedoch beide Autoren nicht davon abhält, ihm jede wirtschaftspolitische Relevanz abzusprechen: Die Geldpolitik kann ihrer Meinung nach durchaus in Form einer Geldmengenpolitik betrieben werden, die etwaigen Veränderungen auf der Aktivseite der Bankbilanzen keine besondere Beachtung schenkt.

III. Modellrahmen und Datenwahl

Im folgenden wird versucht, die Portfoliostruktur-Hypothese auch einmal für die Bundesrepublik Deutschland statistisch zu überprüfen. Dazu wird in Anlehnung an *Silber* die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes als die erklärende Variable gewählt, womit sich die Problemstellung auf die Frage zuspitzt, ob die Umlaufgeschwindigkeit in signifikanter Weise auf Veränderungen der Bilanzstruktur des Geschäftsbankensektors reagiert. Getestet wird demnach die Hypothese, ob die Umlaufgeschwindigkeit zunimmt, wenn der Bankensektor die Kreditgewährung im Verhältnis zur Wertpapierhaltung ausdehnt, beziehungsweise ob sie abnimmt, wenn die Banken das Kreditvolumen in Relation zu den Wertpapierbeständen einschränken.

Ein einigermaßen unverfälschtes Bild über die zwischen der Umlaufgeschwindigkeit und der Portfoliostruktur des Bankensektors bestehenden Zusammenhänge ist vermutlich nur dann zu erhalten, wenn man zugleich der Wahrscheinlichkeit Rechnung trägt, daß die Umlaufgeschwindigkeit nicht

⁵ *Anderson, Paul S.*: a.a.O., S. 45 ff.

⁶ *Silber, William L.*: Velocity and Bank Portfolio Composition. In: *The Southern Economic Journal*, Vol. 36, 1969/70. S. 149 ff.

⁷ *Andersen, Leonall C.*: a.a.O., S. 54 f.

⁸ *Sutherland, Ronald J.*: Income Velocity and Commercial Bank Portfolios. In: *The Journal of Finance*, Vol. 32, 1977, S. 1753 ff.

⁹ *Campbell, Tim S.*: Monetary Policy and Bank Portfolio Composition. An Empirical Analysis of Their Impact on GNP. In: *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 10, 1978, S. 247 ff.

unabhängig von etwaigen Veränderungen des Marktzinsniveaus ist. Folglich wird hier in Übereinstimmung mit der keynesianischen Geldnachfrage-theorie postuliert, daß sich Marktzinsniveau und Umlaufgeschwindigkeit stets in die gleiche Richtung entwickeln.

Schließlich wird – anders als bei *Silber* – der Möglichkeit Raum gegeben, daß auch die staatliche Einnahmen- und Ausgabentätigkeit die Umlaufgeschwindigkeit beeinflusst. Als Indikator für die Stärke der fiskalischen Impulse dient der Einfachheit halber die periodische Neuverschuldung der öffentlichen Haushalte, wobei die Erwartung dahin geht, daß die Umlaufgeschwindigkeit bei einer wachsenden Neuverschuldung ansteigt und bei einer fallenden Neuverschuldung zurückgeht.

Die Untersuchungsperiode umfaßt die Jahre 1968 bis 1980. Benutzt werden nicht saisonbereinigte Quartalsdurchschnittsdaten, die auf Monatsendwerten bzw. auf Monatsdurchschnittswerten basieren.

Die Geldumlaufgeschwindigkeit wird als der Quotient aus nominalem Bruttosozialprodukt und Geldmenge definiert. Sie findet unter Zugrundelegung der drei Geldmengenkonzepte der Deutschen Bundesbank (M_1 , M_2 , und M_3) in drei alternativen Formen (v_1 , v_2 und v_3) Verwendung¹⁰.

Gewisse Schwierigkeiten bereitet die Frage nach der geeigneten Definition der Portfoliostruktur-Variablen. Was zunächst das Kreditvolumen der Geschäftsbanken angeht, so scheint es am zweckmäßigsten zu sein, hierunter sowohl die Buchkredite und Darlehen als auch die Wechseldiskontkredite zu subsumieren (*KRD*). Bei den Wertpapierbeständen ist hingegen eine Entscheidung darüber zu treffen, ob in dieses Aggregat auch die Bankschuldverschreibungen und eventuell darüber hinausgehend die Schatzwechselkredite einzubeziehen sind. Da sich weder die eine noch die andere Lösung ohne weiteres zwingend begründen läßt, wird der Wertpapierbestand der Banken zunächst unter Ausschluß der Bankschuldverschreibungen eng definiert, und es werden dann diesem eng gefaßten Konzept (*W*) zwei weiter gefaßte Konzepte – einmal unter Einschluß der Bankschuldverschreibungen (*WB*) und zum anderen unter zusätzlichem Einschluß der Schatzwechselkredite (*WBS*) – gegenübergestellt. Der Struktur-Effekt selbst wird schließlich daran gemessen, welchen prozentualen Anteil das Kreditvolumen oder die Wertpapierbestände am (von der Deutschen Bundesbank so genannten) Geschäftsvolumen der Banken (*GV*) bzw. an ihrem Gesamtbestand zins-tragender Aktiva ($EA = KRD + WBS$) aufweisen.

Als Indikator für das inländische Marktzinsniveau bietet sich – wie einige vorläufige Schätzungen zeigen – vor allem der Sollzinssatz für Bankkredite

¹⁰ Für eine genaue Definition aller verwendeten Variablen vgl. den Anhang.

(i_{KR}) an. Jedoch könnte man durchaus auch auf die Umlaufrendite für festverzinsliche Wertpapiere zurückgreifen, da sich die entsprechenden Ergebnisse von denen, die unter Heranziehung des Sollzinssatzes zu erzielen sind, in quantitativer Hinsicht nicht wesentlich unterscheiden.

Als fiskalpolitische Impulsvariable wird, wie schon erwähnt, die Neuverschuldung – allgemeiner gesagt: die Veränderung der Verschuldung – der öffentlichen Haushalte (NV_{St}) gewählt. Die öffentlichen Haushalte in dem hier gemeinten Sinne umfassen zum einen Bund, Länder und Gemeinden und zum anderen das *ERP*-Sondervermögen und den Lastenausgleichsfonds.

IV. Die empirischen Ergebnisse im Überblick

Die in den folgenden Tabellen zusammengestellten Resultate basieren ausschließlich auf einstufigen Kleinst-Quadrate-Schätzungen. Der Beurteilung der Ergebnisse werden die konventionellen Gütekriterien zugrunde gelegt: die jeweils in Klammern angegebenen t -Werte der Regressionskoeffizienten, das multiple Bestimmtheitsmaß (R^2) und der *Durbin-Watson*-Koeffizient (DW).

Tabelle I gibt einige Schätzungen für die Gesamtperiode 1968 bis 1980 wieder. Signifikante Regressionskoeffizienten mit dem theoretisch erwarteten Vorzeichen lassen sich hier nur für die Umlaufgeschwindigkeiten v_1 und v_3 ermitteln, im Falle der Marktzinsvariablen zudem lediglich dann, wenn v_1 als die zu erklärende Variable fungiert. Die fiskalpolitische Impulsvariable erweist sich sogar in keiner der Schätzungen als signifikant, was allerdings im Hinblick auf die Frage nach der empirischen Relevanz des Portfoliostruktur-Effekts von untergeordneter Bedeutung ist.

Wie die Gleichungen I:1 und I:3 zeigen, werden durch die jeweilige Portfoliostruktur-Variable und das Marktzinsniveau lediglich 52% bzw. 57% der Veränderungen von v_1 erklärt. Das mag unter anderem daran liegen, daß die (egal wie definierte) Umlaufgeschwindigkeit zum Teil ausgeprägten Saisonschwankungen unterliegt. Werden dementsprechend saisonale Dummy-Variable für das erste bis dritte (s_1, s_2, s_3) bzw. für das erste und vierte Quartal (s_1, s_4), in den Regressionsansatz einbezogen, dann nimmt R^2 Werte an, die nunmehr deutlich höher als die ursprünglichen sind (vgl. I:2 und I:4). In Verbindung mit der Umlaufgeschwindigkeit v_3 ergeben sich zudem signifikante Koeffizienten für die Portfoliostruktur-Variablen überhaupt erst dann, wenn der Möglichkeit von Saisonschwankungen Rechnung getragen wird.

Tabelle I
Schätzungen für die Umlaufgeschwindigkeiten $v_1 = \frac{Y}{M_1}$ und $v_3 = \frac{Y}{M_3}$
 Quartalswerte, 1968 I - 1980 IV

| Gleichung | abh. Variable | absol. Glied | $\frac{KRD}{EA} \cdot 10^2$ | $\frac{WB}{EA} \cdot 10^2$ | s_1 | s_2 | s_3 | R^2 | DW |
|-----------|---------------|--------------------|-----------------------------|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------|------|
| I:1 | v_1 | -4,3471 (1,99) | 0,1302** (5,09) | | | | | 0,52 | 1,39 |
| I:2 | v_1 | 10,3387 (29,05) | | -0,2671** (10,94) | -0,4347** (5,81) | -0,2404** (3,21) | -0,1655* (2,31) | 0,89 | 1,21 |
| | | absol. Glied | $\frac{WB}{EA} \cdot 10^2$ | i_{KR} | s_1 | s_4 | | | |
| I:3 | v_1 | 7,7467 (7,31) | -0,1448* (2,61) | 0,0835* (2,56) | | | | 0,57 | 0,97 |
| I:4 | v_1 | 7,9730 (8,36) | -0,1549** (3,11) | 0,0744* (2,53) | -0,1799* (2,03) | 0,2005* (2,27) | | 0,66 | 0,28 |
| | | absol. Glied | $\frac{W}{EA} \cdot 10^2$ | $\frac{W}{GV} \cdot 10^2$ | s_1 | s_2 | s_3 | | |
| I:5 | v_3 | 3,0357 (29,36) | -0,2212** (7,12) | | -0,2526** (7,41) | -0,0880* (2,56) | -0,0916** (2,78) | 0,84 | 1,32 |
| I:6 | v_3 | 3,0315 (30,52) | | -0,3313** (7,38) | -0,2510** (7,51) | -0,0808** (2,41) | -0,0843* (2,63) | 0,85 | 1,42 |

t-Werte der Schätzungen in Klammern. – Mit ** bzw. * gekennzeichnete Koeffizienten sind (nach den Kriterien des *t*-Tests) bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % bzw. 5 % statistisch gesichert. – DW bezeichnet den Durbin-Watson-Koeffizienten. * bzw. ** zeigt in diesem Falle an, daß bei einem Signifikanzniveau von 5 % bzw. 1 % ein Verdacht auf Autokorrelation nicht besteht. – Angaben über die Definition und die Dimensionierung der Variablen finden sich im Anhang.

Die Gleichungen der Tabelle I können allerdings nur mit starken Einschränkungen als eine Bestätigung der Portfoliostuktur-Hypothese aufgefaßt werden. Denn der *Durbin-Watson-Koeffizient* liegt (selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %) fast immer im Unsicherheitsbereich oder – wie im Falle der Gleichungen I: 3 und I: 4 – erheblich darunter. Der Verdacht auf Autokorrelation läßt sich daher nicht ausschließen.

Um etwas verlässlichere Informationen zu erhalten, wird der gesamte Untersuchungszeitraum im weiteren in zwei gleichgroße Teilperioden aufgespalten.

Wie Tabelle II zu erkennen gibt, sind die teilweise unbefriedigenden Ergebnisse für die Gesamtperiode offenbar darauf zurückzuführen, daß der Portfoliostuktur-Effekt in der ersten dieser beiden Teilperioden (1968 I bis 1974 II) nicht oder bestenfalls sehr schwach wirksam gewesen ist. Denn statistisch gesicherte Koeffizienten mit dem „richtigen“ Vorzeichen ergeben sich hier ausschließlich für den Kreditzinssatz und die fiskalpolitische Impulsvariable, wobei diese beiden Faktoren – zusammen genommen – 82% der Veränderungen von v_1 erklären (Gleichung II: 2). In den Schätzungen für v_3 ist sogar nur die Neuverschuldung der öffentlichen Haushalte signifikant (vgl. II: 3), während sich die Variable v_2 wiederum jeder Erklärung entzieht.

Wesentlich anders sehen hingegen die für die zweite Teilperiode (1974 III bis 1980 IV) erzielbaren Resultate aus, nicht zuletzt deshalb, weil nunmehr auch die These von der Existenz eines Portfoliostuktur-Effekts erkennbar bestätigt wird. Zumindest weisen die Koeffizienten der jeweiligen Portfoliostuktur-Variablen durchweg das den theoretischen Erwartungen ent-

Tabelle II
Schätzungen für die Umlaufgeschwindigkeiten $v_1 = \frac{Y}{M_1}$ und $v_3 = \frac{Y}{M_3}$
 Quartalswerte, 1968 I - 1974 II

| Gleichung | abh. Variable | absol. Glied | i_{KR} | NV_{St} | R^2 | DW |
|-----------|---------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------|--------|
| II: 1 | v_1 | 5,3429 (28,02) | 0,1404** (7,51) | | 0,70 | 1,94* |
| II: 2 | v_1 | 5,2320 (34,29) | 0,1410** (9,59) | 0,0457** (3,97) | 0,82 | 1,67* |
| II: 3 | v_3 | 2,3533 (105,58) | | 0,0271** (4,16) | 0,42 | 1,33** |

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

sprechende Vorzeichen auf, und sie sind zudem ausnahmslos, selbst in der Schätzung für die Umlaufgeschwindigkeit v_2 , statistisch signifikant. Hinzu kommt, daß jetzt in allen Fällen der Verdacht auf Autokorrelation nicht mehr bestätigt wird.

Tabelle III verdeutlicht zugleich, welche Unterschiede zwischen den einzelnen Umlaufgeschwindigkeiten bestehen. Auffallend ist zunächst, daß sich v_1 , gemessen an den Werten für R^2 , verhältnismäßig am besten erklären läßt: zu 57 % bzw. zu 65 % schon allein durch die sich verändernde Portfoliostruktur (vgl. III: 1 und III: 5). Aber auch die Marktzinsvariable spielt hier offenbar die ihr von der keynesianischen Theorie zugewiesene Rolle (vgl. III: 2). Portfoliostruktur und Marktzinsniveau zusammengenommen liefern bereits ein R^2 von 0,67 (Gleichung III: 3), und die zusätzliche Einbeziehung der fiskalpolitischen Variablen verbessert das Gesamtergebnis sogar noch ein wenig mehr. Allerdings ist der – erwartungsgemäß positive – Koeffizient von NV_{St} statistisch nicht signifikant (Gleichung III: 4). Das gilt indessen nicht für die Schätzung III: 6, die ungeachtet der Vernachlässigung der Marktzinsvariablen das insgesamt beste Ergebnis liefert.

Für die unter Verwendung des Geldmengenkonzeptes M_2 definierte Variable v_2 ergeben die Schätzungen nur in einem einzigen Falle eine Gleichung mit durchweg gesicherten Koeffizienten (vgl. III: 7). Jedoch ist hier das Vorzeichen von i_{KR} wider Erwarten negativ. Dieser Umstand ist möglicherweise darauf zurückzuführen, daß der Zinssatz für Termineinlagen bei einer Erhöhung des Marktzinsniveaus überdurchschnittlich stark ansteigt. Unter solchen Bedingungen wird nämlich die Präferenz für Termineinlagen entsprechend zunehmen, was sich wiederum in einer Erhöhung von M_2 relativ zum nominalen Bruttosozialprodukt – also in einer Verminderung von v_2 – niederschlagen kann. Wie dem auch sei: Eine Zunahme des prozentualen Anteils der Wertpapierbestände am Geschäftsvolumen der Banken läßt v_2 erwartungsgemäß kleiner werden, während eine zunehmende Neuverschuldung der öffentlichen Haushalte, wie vermutet, mit einem Anstieg von v_2 einhergeht.

Portfoliostruktur und Neuverschuldung erweisen sich auch im Hinblick auf die Umlaufgeschwindigkeit v_3 als von signifikanter Bedeutung (vgl. III: 8 und III: 9). Allerdings lassen sich durch diese beiden Faktoren weniger als 50 % der Veränderungen von v_3 erklären. Daran ändert sich selbst dann nichts entscheidend, wenn das Marktzinsniveau als dritte unabhängige Variable in den Regressionsansatz aufgenommen wird. Denn nunmehr ist der Koeffizient der fiskalpolitischen Impulsvariablen nicht mehr signifikant, und der statistisch ebenfalls nicht gesicherte Koeffizient von i_{KR} weist ein den theoretischen Erwartungen widersprechendes negatives Vorzeichen auf.

Tabelle III
Schätzungen für die Umlaufgeschwindigkeiten $v_1 = \frac{Y}{M_1}$, $v_2 = \frac{Y}{M_2}$ und $v_3 = \frac{Y}{M_3}$
 Quartalswerte, 1974 III - 1980 IV

| Gleichung | abh. Variable | absol. Glied | $\frac{W}{GV} \cdot 10^2$ | $\frac{KRD}{EA} \cdot 10^2$ | $\frac{WB}{GV} \cdot 10^2$ | NV _{St} | i_{KR} | R ² | DW |
|-----------|---------------|---------------------|---------------------------|-----------------------------|----------------------------|-------------------|----------------------|----------------|--------|
| III: 1 | v_1 | 8,5323 (21,12) | - 1,0460** (5,69) | | | | | 0,57 | 1,67* |
| III: 2 | v_1 | 4,9954 (20,77) | | | | | 0,1329** (5,34) | 0,54 | 1,43** |
| III: 3 | v_1 | 6,9835 (9,99) | - 0,6617** (2,98) | | | | 0,0752* (2,59) | 0,67 | 2,01* |
| III: 4 | v_1 | 6,6948 (9,34) | - 0,5930* (2,65) | | | 0,0108 (1,37) | 0,0766* (2,69) | 0,70 | 1,78* |
| III: 5 | v_1 | - 15,8035 (4,79) | | 0,2599** (6,68) | | | | 0,65 | 1,85* |
| III: 6 | v_1 | - 15,1253 (4,90) | | 0,2498** (6,85) | | 0,0160* (2,19) | | 0,71 | 1,72* |
| III: 7 | v_2 | 5,2246 (11,60) | - 0,4394** (3,13) | | | 0,0123* (2,49) | - 0,0567** (3,17) | 0,49 | 2,35** |
| III: 8 | v_3 | 3,0852 (10,39) | | | - 0,0997** (3,41) | 0,0080* (2,09) | | 0,46 | 2,14* |
| III: 9 | v_3 | - 2,5115 (1,46) | | 0,0544* (2,67) | | 0,0091* (2,24) | | 0,38 | 1,92* |
| III: 10 | v_3 | 2,8571 (8,13) | - 0,3200** (2,92) | | | 0,0067 (1,74) | - 0,0029 (0,21) | 0,50 | 2,49** |

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

V. Einige weiterführende Überlegungen

Zieht man an dieser Stelle ein Zwischenfazit, so bleibt zweierlei festzuhalten: (1) Die Portfoliostruktur-Hypothese wird durch das vorliegende Zahlenmaterial im großen und ganzen bestätigt, wobei es aber so aussehen will, als ob der Portfoliostruktur-Effekt zeitweilig nicht oder nur sehr schwach wirksam ist. (2) Mit Hilfe der Portfoliostruktur der Geschäftsbanken, der Veränderung der Neuverschuldung der öffentlichen Haushalte und des Marktzinsniveaus lassen sich die Veränderungen der Geldumlaufgeschwindigkeit bestenfalls zu zwei Dritteln erklären, was möglicherweise auf die Existenz weiterer, bislang unberücksichtigter, Einflußfaktoren zurückzuführen ist.

Im Zusammenhang mit dem ersten dieser beiden Punkte wird in Tabelle IV eine Reihe von Schätzungen vorgestellt, die auf der Basis gleitender Zeitintervalle nähere Aufschlüsse über die Stabilität des Portfoliostruktur-Effekts vermitteln sollen. Als Regressionsansatz dient dabei derjenige Gleichungstyp, der sich in den bislang diskutierten Schätzungen verhältnismäßig am besten bewährt hat (vgl. III:6).

Was zunächst die Umlaufgeschwindigkeit v_1 angeht, so weist die Portfoliostruktur-Variable für jeden Teilzeitraum einen statistisch gesicherten Koeffizienten mit dem erwarteten positiven Vorzeichen auf. Der Wert für R^2 ist jedoch anfangs mit 0,22 extrem niedrig. Er steigt dann aber schrittweise bis auf 0,88 an, um gegen Ende des gesamten Untersuchungszeitraums wieder auf 0,57 abzusinken. Auffallend ist, daß diese Bewegung von einer ihr nahezu synchronen zeitlichen Entwicklung des Koeffizienten der Portfoliostruktur-Variablen und seines Signifikanzniveaus begleitet wird. Insofern bestätigt sich die Vermutung, daß die Wirkungsintensität des Portfoliostruktur-Effekts im Zeitablauf ausgeprägten Veränderungen unterliegt.

Die wachsende Bedeutung des Portfoliostruktur-Effekts gegen Mitte der 70er Jahre ist möglicherweise darauf zurückzuführen, daß die Deutsche Bundesbank mit der Abkehr von der Dollar-Stabilisierung im März 1973 eine tendenziell restriktive geldpolitische Linie eingeschlagen hat. Jedenfalls spricht bereits a priori einiges dafür, daß die Unterscheidung zwischen Kreditgeld und Wertpapiergeld vor allem in Zeiten „knappen Geldes“ an Bedeutung gewinnt. Denn zum einen macht sich die ständige Spannung („constant tension“), unter der das Kreditgeld nach *Anderson* lebt, wahrscheinlich mit steigenden Kreditzinssätzen in zunehmendem Maße bemerkbar. Und zum anderen ist zu vermuten, daß das Wertpapiergeld angesichts fallender Wertpapierkurse verstärkt der Vermögensanlage (also spekulativen Zwecken im Sinne von *Keynes*) zugeführt wird.

Tabelle IV
Schätzungen für die Umlaufgeschwindigkeiten $v_1 = \frac{Y}{M_1}$, $v_2 = \frac{Y}{M_2}$ und $v_3 = \frac{Y}{M_3}$
 Quartalswerte, verschiedene Teilperioden

| Gleichung | Periode | abh. Variable | absol. Glied | $\frac{KRD}{EA} \cdot 10^2$ | NV_{St} | R ² | DW |
|-----------|--------------|----------------|---------------------|-----------------------------|--------------------|----------------|--------|
| IV: 1 | 70 I - 75 IV | v ₁ | - 2,3187 (0,54) | 0,1067* (2,13) | - 0,0053 (0,68) | 0,22 | 1,68* |
| IV: 2 | 71 I - 76 IV | v ₁ | - 13,3462 (3,51) | 0,2327** (5,31) | 0,0055 (0,76) | 0,60 | 1,47** |
| IV: 3 | 72 I - 77 IV | v ₁ | - 21,5512 (8,36) | 0,3257** (10,95) | 0,0194** (3,24) | 0,86 | 2,03* |
| IV: 4 | 73 I - 78 IV | v ₁ | - 19,2007 (9,05) | 0,2986** (12,16) | 0,0181** (3,00) | 0,88 | 1,83* |
| IV: 5 | 74 I - 79 IV | v ₁ | - 19,5636 (8,35) | 0,3026** (11,06) | 0,0173** (2,82) | 0,85 | 2,08* |
| IV: 6 | 75 I - 80 IV | v ₁ | - 10,6218 (2,79) | 0,1964** (4,36) | 0,0153* (2,15) | 0,57 | 1,89* |
| IV: 7 | 73 I - 78 IV | v ₂ | 3,4102 (2,38) | 0,0035 (0,21) | 0,0194** (4,79) | 0,56 | 1,95* |
| IV: 8 | 74 I - 79 IV | v ₂ | 3,2613 (1,85) | 0,0049 (0,24) | 0,0199** (4,32) | 0,48 | 1,76* |
| IV: 9 | 72 I - 77 IV | v ₃ | - 4,5892 (2,83) | 0,0794** (4,25) | 0,0097* (2,57) | 0,47 | 1,89* |
| IV: 10 | 73 I - 78 IV | v ₃ | - 4,0161 (3,42) | 0,0724** (5,33) | 0,0106** (3,19) | 0,58 | 2,21* |
| IV: 11 | 74 I - 79 IV | v ₃ | - 3,7289 (2,80) | 0,0687** (4,42) | 0,0113** (3,25) | 0,54 | 2,26* |

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

Für die Umlaufgeschwindigkeit v_3 gilt das soeben Gesagte in ähnlicher Weise (vgl. IV:9 bis IV:11). Insbesondere erreicht auch jetzt das multiple Bestimmtheitsmaß R^2 seinen höchsten Wert in den Jahren 1973 bis 1978, wobei der Portfoliostruktur-Effekt und das fiskalpolitische Gebaren des Staates immerhin schon 58 % der Veränderungen von v_3 erklären.

Wird v_2 als abhängige Variable gewählt, dann ist allein der Koeffizient der fiskalpolitischen Impulsvariablen statistisch signifikant (vgl. IV:7 und IV:8). Aber selbst hier ist es so, daß wiederum die Schätzung für die Periode 1973 bis 1978 den höchsten Wert für R^2 liefert.

Angesichts der Tatsache, daß das multiple Bestimmtheitsmaß in einigen der Schätzperioden bereits relativ hoch ist, scheint die Suche nach weiteren – in den bisher verwendeten Regressionsansätzen nicht berücksichtigten – Einflußfaktoren wenig Erfolg zu versprechen. Insofern hat sich der zweite der zu Beginn dieses Abschnitts angesprochenen Punkte zum Teil schon von selbst erledigt. Allerdings deuten die für den Gesamtzeitraum durchgeführten Schätzungen auf das Vorhandensein eines starken Saisonelements hin. Deshalb soll zumindest dieses Moment noch ein wenig weiter verfolgt werden¹¹.

Werden neben der Portfoliostruktur-Variablen und dem Marktzinsniveau eine oder mehrere saisonale Dummy-Variablen in den Regressionsansatz aufgenommen, so ergeben sich für diese stets gesicherte Koeffizienten (vgl. V:1 bis V:4). In einigen Fällen ist zudem zu beobachten, daß der Erklärungswert der Schätzungen erheblich zunimmt. Das trifft vor allem für die Umlaufgeschwindigkeit v_3 zu (Gleichung V:4), jedoch mit der Einschränkung, daß jetzt der *Durbin-Watson*-Koeffizient (bei einem Signifikanzniveau von 1%) schon wieder im Unsicherheitsbereich liegt. Nicht mit Sicherheit auszuschließen ist auch die Existenz autokorrelierter Residuen bei zwei der drei Regressionen für v_1 , weshalb alle Aussagen über das Saison-element letztlich mit einem Fragezeichen behaftet bleiben.

Etwas unklar geblieben ist bislang aber auch die Rolle des Marktzinsniveaus. Insbesondere stellt sich die Frage, ob und in welchem Maße die durch die Schätzungen der Tabelle V belegten Zusammenhänge bei einer zusätzlichen Berücksichtigung der Marktzinsvariablen verändert werden. Denn es wäre ja immerhin denkbar, daß die Koeffizienten der Portfoliostruktur-Variablen oder der fiskalpolitischen Impulsvariablen teilweise Einflüsse

¹¹ Der bestenfalls langfristig wirksame – vielfach umstrittene – Zusammenhang zwischen Umlaufgeschwindigkeit und Vermögen (permanentem Einkommen) ist angesichts der Kürze der hier zugrunde gelegten Untersuchungszeiträume bewußt vernachlässigt worden.

Tabelle V
Schätzungen für die Umlaufgeschwindigkeiten $v_1 = \frac{Y}{M_1}$ und $v_3 = \frac{Y}{M_3}$
 Quartalswerte, verschiedene Teilperioden

| Gleichung | Periode | abh. Variable | absol. Glied | vgl. Fn. ^a | i_{KR} | s_1 | s_4 | R^2 | DW |
|-----------|----------------|---------------|---------------------|-----------------------------|---------------------------|----------------------|---------------------|-------|-------|
| V:1 | 72 I - 78 IV | v_1 | - 16,2297 (8,57) | 0,2663** (12,04) | | - 0,2096* (2,62) | | 0,86 | 1,65* |
| V:2 | 73 I - 79 IV | v_1 | 5,8308 (11,72) | - 0,4207* (2,65) | 0,1550** (7,80) | - 0,1850* (2,63) | 0,1975** (2,81) | 0,92 | 1,01 |
| V:3 | 74 III - 80 IV | v_1 | 7,2371 (13,02) | - 0,7035** (4,00) | 0,0657** (2,85) | - 0,3163** (3,85) | | 0,80 | 1,27 |
| | | | absol. Glied | $\frac{W}{GV} \cdot 10^2$ | s_1 | s_2 | s_3 | | |
| V:4 | 74 I - 78 IV | v_3 | 3,0625 (32,76) | - 0,3457** (8,20) | - 0,2384** (7,46) | - 0,0781* (2,44) | - 0,0841* (2,63) | 0,84 | 1,40 |
| | | | absol. Glied | $\frac{KRD}{EA} \cdot 10^2$ | $\frac{W}{GV} \cdot 10^2$ | NV_{St} | i_{KR} | | |
| V:5 | 72 I - 78 IV | v_1 | - 19,0078 (9,19) | 0,2965** (12,40) | | 0,0171** (2,99) | | 0,87 | 1,88* |
| V:6 | 72 I - 78 IV | v_1 | - 15,9302 (3,95) | 0,2573** (5,13) | | 0,0160* (2,71) | 0,0289 (0,89) | 0,87 | 1,95* |
| V:7 | 74 I - 78 IV | v_1 | 6,7942 (9,73) | | - 0,6493* (2,88) | | 0,0941** (3,50) | 0,74 | 1,83* |
| V:8 | 72 I - 78 IV | v_3 | - 4,2519 (3,44) | 0,0756** (5,28) | | 0,0090* (2,61) | | 0,53 | 1,93* |
| V:9 | 72 I - 76 IV | v_3 | - 8,7295 (8,29) | 0,1325** (4,84) | | 0,0106** (3,28) | - 0,0420* (2,37) | 0,62 | 2,26* |

^a $\frac{KRD}{EA} \cdot 10^2$ in V:1, $\frac{W}{GV} \cdot 10^2$ in V:2 und V:3. - Im übrigen vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

widerspiegeln, die in Wirklichkeit von den gleichzeitig zu beobachtenden Veränderungen des Marktzinsniveaus ausgehen.

Um wiederum mit der Umlaufgeschwindigkeit v_1 zu beginnen: Ein Vergleich der Schätzungen V:5 und V:6 zeigt, daß durch die Einbeziehung von i_{KR} weder das multiple Bestimmtheitsmaß noch die Koeffizienten der Portfoliostruktur-Variablen oder der fiskalpolitischen Variablen in nennenswerter Weise verändert werden. Zudem ist der Koeffizient von i_{KR} zwar erwartungsgemäß positiv, aber nicht signifikant. Ursache hierfür könnte allerdings die Existenz eines Multikollinearitätsproblems sein. Sobald nämlich die Fiskalvariable NV_{St} aus dem Regressionsansatz eliminiert wird, ist auch der Koeffizient der Zinsvariablen wieder signifikant (vgl. V:7). Jedoch vermindert sich nunmehr R^2 von 0,87 auf 0,74, was darauf hindeuten scheint, daß die relative Bedeutung von i_{KR} hinter der von NV_{St} spürbar zurückbleibt.

Etwas anders sieht das Bild im Falle der Umlaufgeschwindigkeit v_3 aus (vgl. V:8 und V:9). Wird hier die Variable i_{KR} zusätzlich in den Regressionsansatz aufgenommen, dann steigt R^2 von 0,53 auf 0,62, und der Koeffizient der Portfoliostruktur-Variablen verdoppelt sich. Allerdings weist der Koeffizient von i_{KR} erneut das den theoretischen Erwartungen widersprechende negative Vorzeichen auf, wobei jetzt sogar noch hinzukommt, daß er (bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %) statistisch signifikant ist.

Schließlich sei wenigstens noch kurz auf die Behauptung eingegangen, daß der Portfoliostruktur-Effekt – sofern überhaupt – lediglich kurzfristig wirksam ist.

Die bisherigen Aussagen in diese Richtung stützen sich durchweg auf Regressionen unter Verwendung eines *Almon-lag* für die jeweilige Portfoliostruktur-Variable. Verschiedene vorläufige Schätzungen zeigen jedoch, daß die Ergebnisse der statischen Analyse durch eine dynamische Analyse nicht aufgehoben werden. Denn erstens liefern einige einfache Regressionsansätze unter zusätzlicher Berücksichtigung zeitverzögerter Werte der Portfoliostruktur-Variablen für die letzteren keine signifikanten Koeffizienten¹².

¹² Eine dieser Schätzungen, die sich auf den Zeitraum 1972 I bis 1979 IV bezieht, sei hier zumindest beispielhaft angeführt ($x = \frac{KRD}{EA} 10^2$):

$$v_1 = -19,9511 + 0,3224 * x - 0,1681 x_{-1} + 0,2985 x_{-2} - 0,1479 x_{-3} + 0,0178 * NV_{St}$$

| | | | | | |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| (7,94) | (2,09) | (0,62) | (1,08) | (0,88) | (2,66) |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|

$R^2 = 0,87 \quad DW = 1,80^*$

Der F -Test [$F_{(3,26)} = 0,667$] zeigt, daß die Koeffizienten von x_{-1} , x_{-2} und x_{-3} auch zusammen betrachtet (bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %) nicht signifikant sind.

Und zweitens deutet nichts darauf hin, daß der Portfoliostuktur-Effekt des dynamischen Modells von dem des statischen Modells in quantitativer Hinsicht nennenswert abweicht, obwohl die Koeffizienten der Portfoliostuktur-Variablen tatsächlich mehrfach ihr Vorzeichen wechseln¹³.

VI. Schlußbemerkungen

Zusammenfassend ist festzustellen, daß Veränderungen in der Portfoliostuktur des Bankensektors für den Wirtschaftsablauf keineswegs ohne Bedeutung sind. Jedoch scheint die Wirkungsintensität des Portfoliostuktur-Effekts im Zeitablauf erheblich zu schwanken, und es sieht ganz danach aus, als ob sie in Phasen eines tendenziell restriktiven geldpolitischen Kurses am größten ist.

Für die Bundesrepublik Deutschland kann jedenfalls spätestens ab dem zweiten Drittel der 70er Jahre beobachtet werden, daß sich die Geldumlaufgeschwindigkeit bei einer Vermehrung des „Kreditgeldes“ zu Lasten des „Wertpapiergeldes“ deutlich beschleunigt. Dieser Befund hat wiederum weitreichende wirtschaftspolitische Konsequenzen. Denn eine Geldpolitik, die unter Vernachlässigung der Aktivseite der Bankbilanzen ausschließlich geldmengenorientiert konzipiert ist, muß sich den Vorwurf gefallen lassen, auf Steuerungsmöglichkeiten zu verzichten, die ihre Effizienz unter Umständen beträchtlich erhöhen könnten.

Literatur

Andersen, Leonall C.: Monetary Velocity in Empirical Analysis. Discussion. In: Federal Reserve Bank of Boston (Hrsg.): Controlling Monetary Aggregates, Boston 1969, S. 52 - 55. – *Anderson, Paul S.*: Monetary Velocity in Empirical Analysis. In: Federal Reserve Bank of Boston (Hrsg.): Controlling Monetary Aggregates, Boston 1969, S. 37 - 51. – *Campbell, Tim S.*: Monetary Policy and Bank Portfolio Composition. An Empirical Analysis of Their Impact on GNP. In: Journal of Money, Credit, and

Angesichts der Tatsache, daß die Vorzeichen der Variablen x alternieren, wäre eine Schätzung mit der *Almon*-Technik nur unter Verwendung eines Polynoms dritten Grades sinnvoll. Damit sind aber wiederum insgesamt sechs Parameter zu schätzen, so daß sich auch auf diesem Wege ein mögliches Multikollinearitätsproblem nicht beseitigen ließe.

¹³ Im Falle der in Fußnote 12 wiedergegebenen Gleichung beläuft sich die Summe der Koeffizienten der Portfoliostuktur-Variablen auf 0,3049. Die statische Version dieser Gleichung liefert unter Zugrundelegung desselben Untersuchungszeitraums für die Portfoliostuktur-Variable einen Koeffizienten in Höhe von 0,3083. In der hiermit vergleichbaren (ebenfalls statischen) Regressionsgleichung V:5 nimmt der Koeffizient der Portfoliostuktur-Variablen den Wert 0,2965 an (vgl. Tabelle V).

Banking, Vol. 10, 1978, S. 239 - 251. – *Modigliani*, Franco: Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money. In: *Econometrica*, Vol. 12, 1944, S. 45 - 88. – *Silber*, William L.: Monetary Channels and the Relative Importance of Money Supply and Bank Portfolios. In: *The Journal of Finance*, Vol. 24, 1969, S. 81 - 87. – *Silber*, William L.: Velocity and Bank Portfolio Composition. In: *The Southern Economic Journal*, Vol. 36, 1969/70, S. 147 - 152. – *Streissler*, Erich / *Tichy*, Gunther: Die Transmission monetärer Impulse über den Kreditmarkt. Zur Bedeutung der Kreditrationierung und ihrer institutionellen Voraussetzungen in Europa. In: *Ehrlicher*, Werner / *Oberhauser*, Alois (Hrsg.): Probleme der Geldmengensteuerung, Berlin 1978, S. 145 - 195. – *Sutherland*, Ronald J.: Income Velocity and Commercial Bank Portfolios. In: *The Journal of Finance*, Vol. 32, 1977, S. 1752 - 1758.

Anhang: Definition und Dimensionierung der Variablen, Quellenhinweise

- EA = zinstragende Aktiva („earning assets“) der Geschäftsbanken
($EA = KRD + WBS$).
- GV = Geschäftsvolumen der Geschäftsbanken.
- i_{KR} = Zinssatz für Bankkredite; durchschnittlicher Sollzinssatz für Kontokorrentkredite unter einer Mill. DM.
- KRD = Kredite der Geschäftsbanken; Buchkredite und Darlehen (ohne durchlaufende Posten) sowie Wechseldiskontkredite.
- M_1 = Geldmenge; Bargeldumlauf (ohne Kassenbestände der Kreditinstitute) zuzüglich Sichteinlagen inländischer Nicht-Banken (ohne Zentralbankeinlagen öffentlicher Haushalte).
- M_2 = Geldmenge; M_1 zuzüglich Termineinlagen inländischer Nicht-Banken (mit Befristung bis unter vier Jahre).
- M_3 = Geldmenge; M_2 zuzüglich Spareinlagen inländischer Nicht-Banken mit gesetzlicher Kündigungsfrist.
- NV_{St} = Neuverschuldung der öffentlichen Haushalte.
- s_i = saisonale Dummy-Variable, die im Quartal i ($i = 1, 2, 3, 4$) den Wert 1, sonst den Wert 0 annimmt.
- v_1 = Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge M_1 ($v_1 = \frac{Y}{M_1}$).
- v_2 = Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge M_2 ($v_2 = \frac{Y}{M_2}$).
- v_3 = Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge M_3 ($v_3 = \frac{Y}{M_3}$).
- W = Wertpapierbestände der Banken (ohne Bankschuldverschreibungen).
- WB = Wertpapierbestände der Banken (einschließlich Bankschuldverschreibungen).
- WBS = Wertpapierbestände der Banken (einschließlich Bankschuldverschreibungen) zuzüglich Schatzwechselkredite.
- Y = Bruttosozialprodukt zu laufenden Preisen.

Alle auf die inländische Währungseinheit lautenden Größen sind in Mrd. DM ausgedrückt. Bei den Bestandsgrößen handelt es sich um Quartalsdurchschnitte von Monatsendwerten. i_{KR} ist ein Prozentsatz per annum und gleichfalls ein Quartalsdurchschnitt auf der Grundlage von Monatswerten.

Die Zahlenreihe für Y beruht auf den Angaben des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung. Die übrigen Zeitreihen sind den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank entnommen.

Zusammenfassung

Portfoliostruktur der Geschäftsbanken und Geldumlaufgeschwindigkeit

Der empirische Befund für die Bundesrepublik Deutschland

Als geldpolitische Zwischenzielgröße dient heute überwiegend die Geldmenge. Andere potentielle Zwischenzielgrößen, wie das Bankkreditvolumen, finden hingegen nur noch am Rande Beachtung, obwohl des öfteren behauptet worden ist, daß der Teil der Geldmenge, der im Zuge der bankmäßigen Kreditgewährung in den Kreislauf gelangt, die wirtschaftliche Aktivität weitaus stärker beeinflußt als der Teil, der seine Entstehung etwaigen Wertpapierkäufen der Banken verdankt.

Inwieweit die Portfoliostruktur des Bankensektors tatsächlich die Produktions- und Einkommensentwicklung beeinflußt, wird für die Bundesrepublik Deutschland im Rahmen eines einfachen Modellansatzes statistisch überprüft. Und zwar wird gefragt, ob die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes zunimmt, wenn die Banken ihre Kreditgewährung im Verhältnis zu ihren Wertpapierbeständen ausdehnen, beziehungsweise ob sie abnimmt, wenn sich die Portfoliostruktur zugunsten der Wertpapierhaltung verschiebt.

Legt man als Untersuchungszeitraum die Jahre 1968 bis 1980 zugrunde, dann zeigt sich, daß die Art und Weise, in der das Geld in den Umlauf gebracht wird, für den Wirtschaftsablauf keineswegs ohne Bedeutung ist. Zwar scheint die Wirkungsintensität des Portfoliostruktur-Effekts im Zeitablauf erheblich zu schwanken. Aber spätestens ab dem zweiten Drittel der 70er Jahre ist der Zusammenhang zwischen den Veränderungen der Portfoliostruktur und denen der Geldumlaufgeschwindigkeit so deutlich ausgeprägt, daß eine rationale Geldpolitik künftig kaum umhinkommen wird, der Aktivseite der Bankbilanzen mehr Aufmerksamkeit als bislang zu widmen.

Summary

Portfolio Structure of Commercial Banks and the Velocity of the Circulation of Money

The Empirical Findings for the Federal Republic of Germany

Nowadays the quantity of money serves predominantly as an intermediate objective magnitude for monetary policy. Other potential intermediate objective magnitudes such as the volume of bank credit, however, are given only marginal consideration,

although it has often been asserted that that portion of the money supply which is put into circulation in the course of granting bank credits influences economic activity far more than the portion deriving from, say, sales of securities by banks.

The extent to which the portfolio structure of the banking sector actually influences the development of production and income is investigated statistically with a simple model approach. The question is examined of whether the velocity of circulation increases when banks expand the credits granted in proportion to their security holdings, and whether it decreases when the portfolio structure is shifted in favour of security holdings. A study based on the period from 1968 to 1980 shows that the manner in which money is brought into circulation is by no means insignificant for the course of economic activity. True, the intensity of the impact of the portfolio structure effect appears to vary considerably over time. But at latest from the second third of the nineteen-seventies onwards, the relationship between the changes in portfolio structure and those in the velocity of circulation are so marked, that in the future a rational monetary policy will hardly be able to get along without paying more attention than hitherto to the assets side of bank balance sheets.

Résumé

La structure du portefeuille des banques commerciales et la vitesse de rotation de la monnaie

Aujourd'hui, la grandeur intermédiaire finalisée de la politique monétaire la plus usitée est la masse monétaire. D'autres grandeurs potentielles de ce genre, comme le volume du crédit bancaire, ne suscitent plus qu'un intérêt marginal, bien que l'on prétende souvent que la part de la masse monétaire injectée dans l'économie par le crédit bancaire influence beaucoup plus fortement l'activité que celle redevable à la souscription de valeurs mobilières par les banques.

Un modèle simple est exploité pour étudier statistiquement la mesure effective pour l'Allemagne fédérale de l'influence de la structure du portefeuille du secteur bancaire sur le développement de la production et des revenus. Et l'on tente de savoir si la vitesse de rotation de la monnaie s'accroît lorsque les banques augmentent leurs crédits au détriment de leurs avoirs en titres et si inversement elle décroît lorsque la préférence est donnée au portefeuille-titres.

A l'observation de la période s'étendant de 1968 à 1980, on constate que la manière dont la monnaie est mise en circulation n'est pas indifférente pour le processus économique. Il est vrai que l'intensité de l'effet de la structure du portefeuille semble fluctuer sensiblement dans le temps. Mais au plus tard au deuxième tiers des années 70, la relation entre les modifications de structure du portefeuille et celles de la vitesse de rotation de la monnaie est devenue tellement évidente qu'une politique monétaire rationnelle ne pourra guère s'empêcher à l'avenir d'accorder plus d'attention qu'auparavant à l'actif des bilans bancaires.