

Neldner, Manfred

Article

Die kurzfristigen internationalen Kapitaldispositionen der Geschäftsbanken

Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Neldner, Manfred (1980) : Die kurzfristigen internationalen Kapitaldispositionen der Geschäftsbanken, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik, ISSN 0342-1783, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 100, Iss. 2, pp. 181-202, <https://doi.org/10.3790/schm.100.2.181>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/291463>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Die kurzfristigen internationalen Kapitaldispositionen der Geschäftsbanken

Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland

Von Manfred Neldner*

Auf der Grundlage des portfolio-theoretischen „stock approach“ und des konventionellen „flow approach“ werden verschiedene Hypothesentests mit weitgehend disaggregiertem Datenmaterial durchgeführt.

I. Einleitung

Die monetäre Außenwirtschaftstheorie hat sich — bedingt durch das Aufkommen des Keynesianismus — in den 40er und in den frühen 50er Jahren vorwiegend mit Fragestellungen beschäftigt, die im Zusammenhang mit der Leistungsbilanz stehen. Die Theorie des Außenhandelsmultiplikators, der „absorption approach“ und die Theorie der internationalen Konjunkturübertragung bei Wechselkursflexibilität bilden hierfür die markantesten Beispiele.

Seit etwa 1960 rückt nun aber auch die Kapitalbilanz wieder in den Vordergrund des Interesses. Dazu haben nicht nur *Mundell* (1968, S. 233 ff.) mit seiner Konzeption des „policy mix“ und einige Weiterentwicklungen im Bereich der Theorie des internationalen Konjunkturzusammenhangs (vgl. *Graf* 1975) Entscheidendes beigetragen, sondern auch die Wiederentdeckung der von *Keynes* (1923, S. 115 ff.) schon kurz nach dem Ersten Weltkrieg propagierten Devisenterminpolitik, die hinsichtlich ihrer Effizienz auf eine relativ hohe Zinselastizität der (kurzfristigen) internationalen Kapitalströme vertraut.

Über die tatsächlichen Bestimmungsgründe internationaler Kapitaltransaktionen und insbesondere über das Ausmaß ihrer Zinsempfindlichkeit herrscht jedoch nach wie vor Unklarheit. Jedenfalls haben empirische Untersuchungen bislang zu recht unterschiedlichen Ergebnissen geführt, und es ist zudem zu erkennen, daß sich offenbar ein erheblicher Teil der Kapitalbewegungen statistischen Erklärungsversuchen weitgehend entzieht¹.

* *Bernd Faulwasser*, Siegen, hat eine frühere Fassung des Textes kritisch durchgesehen und eine Reihe von Verbesserungen angeregt.

¹ Vgl. hierfür etwa *Hodjera* (1973).

Angesichts dieser Situation scheint es sich zu empfehlen, zu einer differenzierteren, insbesondere zu einer stärker disaggregierenden Betrachtung überzugehen. Die folgenden Überlegungen werden sich deshalb auch von vornherein auf den kurzfristigen Bereich konzentrieren, und es wird zudem nur eine bestimmte Gruppe von Wirtschaftssubjekten, der Geschäftsbankensektor, betrachtet.

II. Die Auslandsposition der Geschäftsbanken in portfolio-theoretischer Sicht

Folgt man der Portfolio-Theorie, so entwickeln Geschäftsbanken regelmäßig feste Vorstellungen hinsichtlich ihrer optimalen Bilanzstruktur und zeigen sich gleichzeitig darum bemüht, ihre jeweilige Optimumposition innerhalb angemessener Zeit zu realisieren. Dementsprechend kann für das Weitere unterstellt werden, daß auch der Umfang ihrer Auslandsforderungen und Auslandsverbindlichkeiten eine an Ertragsabwägungen orientierte Portfolio-Entscheidung zum Ausdruck bringt und demzufolge bei einem gegebenem Bilanzvolumen primär durch die Relation einzelner Zinssätze zueinander determiniert wird.

Da sich die vorliegende Untersuchung allein mit der kurzfristigen Auslandsposition der Geschäftsbanken beschäftigt, ist der Kreis der in diesem Zusammenhang relevanten Zinssätze verhältnismäßig eng begrenzt.

Kurzfristige *Auslandsforderungen* — um mit diesen zu beginnen — können entweder durch Kreditaufnahmen Gebietsfremder im Inland oder durch Geldmarktanlagen im Ausland entstehen. Folglich werden hier vor allem die Sätze für kurzfristige Anlagen bzw. Kredite auf dem Euro-Dollar-Markt bzw. in den Finanzzentren London und New York eine Rolle spielen, wozu dann im weiteren der inländische Sollzins für Auslandskredite und die Zinssätze der mit den Auslandsanlagen konkurrierenden Inlandsanlagen treten. Bei den letzteren handelt es sich in der Hauptsache um den Satz für Zentralbankkredite an inländischen Banken bzw. um die Verzinsung inländischer Schatzwechsel und Schatzanweisungen, für die wiederum die Abgabesätze der Deutschen Bundesbank für Mobilisierungs- und Liquiditätspapiere als repräsentativ gelten können.

Weil (nahezu) jede internationale Kapitaltransaktion zumindest für eine der beteiligten Parteien mit einem Wechselkursrisiko verbunden ist², muß schließlich auch der jeweils in Betracht kommende Swapsatz

² Eine mögliche Ausnahme bilden D-Mark-Transaktionen Gebietsansässiger auf dem Markt für Euro-D-Mark.

in die Überlegungen mit einbezogen werden. Das kann in der Weise geschehen, daß die Auslandszinssätze generell um die Kurssicherungskosten bzw. -erträge korrigiert werden, obwohl dann der Möglichkeit der sogenannten Kassa-Spekulation nicht mehr auf adäquate Weise Rechnung getragen wird. Jedoch kann die Kassa-Spekulation in Verbindung mit den Auslandsforderungen der Banken nur in Erwartung einer Abwertung der Inlandswährung einen nennenswerten Umfang erreichen, d. h. unter Voraussetzungen, die weder innerhalb des hier gewählten Untersuchungszeitraums noch in früheren Jahren vorlagen.

Grundsätzlich ist davon auszugehen, daß die Auslandsanlagen der Banken unter *ceteris paribus*-Bedingungen mit steigender Eigenverzinsung zunehmen und mit steigender Verzinsung substitutiver Inlandsanlagen abnehmen werden. Entsprechendes gilt für die Kreditaufnahmen Gebietsfremder im Inland, da ein steigender Inlandszins im Regelfall zu einer rückläufigen und ein steigender Netto-Auslandszins zu einer zunehmenden Nachfrage nach solchen Krediten führen wird.

Auslandskredite werden folglich in gleicher Weise auf Zinsveränderungen reagieren wie die der Bankenkontrolle unmittelbar unterworfenen Auslandsanlagen. Die portfolio-theoretische Grundhypothese verlangt allerdings darüber hinaus, daß die Banken auch die Gesamtheit der Auslandsforderungen — die Summe aus Anlagen und Krediten — aktiv zu steuern suchen, was in der Praxis etwa über eine mehr oder weniger restriktive Handhabung der Auslandskreditbedingungen oder über kompensatorische Variationen der Auslandsanlagen erfolgen kann. Wird unterstellt, daß sich die Banken tatsächlich in dieser Weise verhalten, so lassen sich die Auslandsforderungen auch für empirische Zwecke als eine „desired magnitude“ auffassen, womit sich eine separate Betrachtung von Auslandsanlagen und Auslandskrediten erübrigt.

Die zweite Komponente der kurzfristigen Auslandsposition, die *Auslandsverbindlichkeiten*, setzt sich aus den Kreditaufnahmen der Banken im Ausland und aus den inländischen Bankeinlagen Gebietsfremder zusammen. Folglich umfassen die in diesem Zusammenhang relevanten Zinsvariablen nunmehr auch die Einlagenzinssätze des In- und des Auslands, wobei in erster Linie an die Sätze für Termineinlagen zu denken ist.

In spekulationsfreien Perioden werden sich die Auslandsverbindlichkeiten gleichgerichtet mit den Inlandszinssätzen und gegenläufig zu den Netto-Auslandszinssätzen entwickeln. Außerdem ist anzunehmen, daß die Banken über Veränderungen ihrer im Ausland aufgenommenen Kredite und eine adäquate Gestaltung der Einlagenzinssätze das Gesamtvolumen an Auslandsverbindlichkeiten ihren jeweiligen Vor-

stellungen entsprechend zu variieren vermögen, womit auch hier zunächst die Notwendigkeit einer entsprechenden Disaggregation entfällt.

Rechnen die Wirtschaftssubjekte hingegen mit einer ins Gewicht fallenden Aufwertung der Inlandswährung, so sind es neben den in- und ausländischen (Brutto-)Zinssätzen primär die Kurserwartungen, die das Ausmaß der Bankeinlagen Gebietsfremder bestimmen. Da aber die Inlandswährung in einer derartigen Situation auf dem Terminmarkt üblicherweise mit einem Report notiert wird, der in etwa dem im Durchschnitt erwarteten Aufwertungssatz entspricht, behält der Swapsatz die ihm zuvor zugedachte Bedeutung nach wie vor bei. Allerdings repräsentiert er nunmehr weniger das Kurssicherungsmoment sondern in erster Linie den erhofften Aufwertungssatz.

Massive Zuflüsse von Auslandseinlagen können jedoch zur Folge haben, daß die Banken die Kontrolle über das Gesamtvolumen ihrer Auslandsanlagen zeitweise verlieren. Dem ließe sich aber für empirische Zwecke in der Weise Rechnung tragen, daß jeweils separate Schätzungen für die D-Mark-Verbindlichkeiten aus dem Einlagengeschäft und für die Devisen-Verbindlichkeiten aus Kredit-Aufnahmen im Ausland durchgeführt werden.

Die Höhe der Forderungen und Verbindlichkeiten der Banken aus dem Auslandsgeschäft wird aber nicht nur durch Zinsdifferenzen und Kurserwartungen bestimmt, sondern auch durch den generellen Geschäftsumfang. Wird letzterer an dem Gesamtbestand mindestreservepflichtiger Einlagen gemessen, so ist von einer gleichgerichteten Beziehung zwischen den Auslandsforderungen und -verpflichtungen einerseits und dem Einlagenvolumen andererseits auszugehen. Dabei ließe sich sogar annehmen, daß die entsprechenden Nachfragefunktionen in bezug auf den Einlagenbestand linear homogen sind. Jedoch könnten die Banken auf eine Erhöhung ihrer mindestreservepflichtigen Einlagen — etwa aus Risikoerwägungen — ebensogut auch mit einer unterproportionalen Ausdehnung der Auslandsposition reagieren (vgl. *Neldner* 1970, S. 34 ff.), weshalb hier die Möglichkeit linear-homogener Nachfragefunktionen lediglich als ein Spezialfall betrachtet werden soll.

Neben den verschiedenen Ertragsmomenten und dem Geschäftsvolumen hat vermutlich auch die jeweilige Liquiditätssituation für den Umfang der Auslandsforderungen und -verbindlichkeiten eine gewisse Bedeutung. Denn bei einer Liquiditätseinengung werden die Banken Auslandsanlagen auflösen, Kreditvergaben an Ausländer einschränken und gleichzeitig verstärkt auf ausländische Kreditfazilitäten zurückgreifen. Folglich ist in diesem Falle mit einem Rückgang der Auslandsforderungen und einer Zunahme der Auslandsverbindlichkeiten zu

rechnen. Eine Verbesserung der Liquiditätssituation wird hingegen aus analogen Gründen die Forderungen ansteigen und die Verbindlichkeiten zurückgehen lassen. Zu fragen bleibt allerdings, welche Variable die Liquiditätsposition der Geschäftsbanken bzw. deren Veränderungen einigermaßen zuverlässig repräsentiert.

In gesamtwirtschaftlicher Betrachtung bieten sich hier im wesentlichen zwei Möglichkeiten an: einmal der Bestand der Banken an freien Liquiditätsreserven und zum anderen die laufenden Veränderungen der Zentralbankgeldversorgung (definiert als die Summe aus Zentralbankgeldmenge und freien Liquiditätsreserven). Von diesen Variablen bietet die letztere den Vorteil, daß sie weitaus besser als die erstere die liquiditätspolitischen Aktivitäten der Bundesbank — also ein für den Geschäftsbankensektor exogenes Moment — zu reflektieren vermag (Neldner 1979, S. 179, Fn. 13). Zu ihren Gunsten spricht weiterhin, daß es sich hier um eine Veränderungsgröße handelt, da der Liquiditätsfaktor vor allem für die kürzerfristigen Reaktionen der Banken maßgebend sein dürfte: Nach der Logik des Portfolio-Ansatzes ist jedenfalls die auf Dauer — d. h. die zur Verwirklichung der optimalen Bilanzstruktur — angestrebte Auslandsposition von der jeweiligen Liquiditätsposition prinzipiell unabhängig.

Als ein die kürzerfristigen Bewegungen der Auslandsposition der Banken bestimmender Faktor erweist sich schließlich noch das Saison-element. So gibt bereits ein flüchtiger Blick auf das zur Verfügung stehende Zahlenmaterial zu erkennen, daß insbesondere die Auslandsforderungen im Dezember beträchtlich aufgestockt und im Januar wiederum entsprechend abgebaut werden, was sich vermutlich vorwiegend durch das für Banken zum Jahresende typische „window dressing“ erklärt.

Ein letztes Moment, das in die Überlegungen mit einbezogen werden muß, betrifft die Möglichkeit zeitlicher Reaktionsverzögerungen. Denn es ist keineswegs sicher, daß die Banken auf Datenänderungen immer sofort oder sogleich in dem langfristig für erforderlich gehaltenen Ausmaß reagieren, wofür neben institutionellen Faktoren vor allem bestimmte Erwartungen hinsichtlich der Zinsentwicklung im Inland und im Ausland maßgeblich sein können (vgl. Neldner 1979, S. 177 f.).

Ein denkbarer Weg, derartige Anpassungsverzögerungen zu berücksichtigen, besteht darin zu unterstellen, daß die Banken pro Zeiteinheit immer nur einen konstanten Bruchteil etwaiger Diskrepanzen zwischen den längerfristig angestrebten und den zum Planungszeitpunkt realisierten Beständen an Auslandsforderungen und -verbindlichkeiten zu beseitigen suchen. Ein solches Vorgehen würde erfordern, unter die Argumente der einzelnen Nachfragefunktionen jeweils auch die um

eine Periode verzögerte abhängige Variable mit aufzunehmen, was im Ergebnis zu einem Bestandsanpassungsmuster führt, das in seiner Grundkonzeption auf *Nerlove* (1958, S. 16 ff.) zurückgeht.

Alternativ könnten jedoch auch bestimmte Funktionsargumente mit unterschiedlichen time-lags in die Nachfragebeziehungen eingeführt werden, wofür sich in erster Linie einzelne Zinssätze oder die jeweils gewählte Skalenvariable anbieten. In diesen Fällen wird postuliert, daß sich die Banken zwar verzögert aber dann sofort in vollem Umfang an die entsprechende Datenvariation anpassen, wobei es jedoch eine rein empirische Frage ist, ob nun dieses oder das *Nerlovesche* Reaktionsmuster die Realität besser beschreibt.

Unabhängig hiervon sei abschließend darauf verwiesen, daß der portfolio-theoretische Ansatz grundsätzlich nur Bestände erklärt, d. h. die internationalen Kapitalbewegungen der Banken durchweg als Bestandsanpassungstransaktionen interpretiert. Als sogenannter „stock approach“ unterscheidet er sich mithin grundlegend von dem mehr konventionellen „flow approach“, der sich die Vorstellung zu eigen macht, internationalen (Netto-)Zinsdifferenzen würden — gegebenenfalls unter Berücksichtigung der weiter oben zur Diskussion gestellten SkalenvARIABLEN — auf Dauer Kapitalströme in einem jeweils bestimmten und zugleich unveränderlichen Umfang auslösen³. Nach der „stock“-Konzeption bedarf es dazu jedoch einer stetigen Vergrößerung bzw. Verringerung der internationalen Ertragsdifferenz, da nur unter dieser Voraussetzung eine Bestandsanpassung in Permanenz zu erwarten ist.

III. Die Ergebnisse der Schätzungen

1. Auslandsforderungen

Die nunmehr zu besprechenden Schätzungen basieren überwiegend auf der portfolio-theoretischen Bestandsnachfrage-Hypothese. Davon ausgenommen sind einige Gleichungen, die an den „flow approach“ anknüpfen, da dieser seine frühere Bedeutung noch keineswegs vollständig eingebüßt hat. Die „policy mix“-Konzeption von *Mundell* bietet hierfür nur ein, wenn auch das bekannteste, Beispiel.

Bei den in den folgenden Tabellen aufgeführten Regressionsgleichungen handelt es sich ausnahmslos um einstufige Kleinst-Quadrat-Schätzungen. Der Untersuchungszeitraum umfaßt die 48 Kalendermonate von Januar 1974 bis Dezember 1977, innerhalb derer die außenwirtschaftlichen Rahmenbedingungen als relativ stabil gelten können, da der Dollar-Kurs der D-Mark in dieser Zeit durchweg flexibel war.

³ Für eine derartige Argumentation vgl. *Neldner* (1970, S. 29 ff.).

Was die Auslandsforderungen (FB_T) der Banken anbetrifft, so wurden zunächst einige Schätzungen für die Gesamtperiode durchgeführt, um eine erste Information über die empirische Relevanz der Bestandsnachfrage-Hypothese in der hier vertretenen Form zu erhalten. Als unabhängige Variable dienen dabei neben dem Gesamtvolumen an mindestreservepflichtigen Einlagen (D) und den Veränderungen der Zentralbankgeldversorgung (ΔB^*) der Satz für Drei-Monats-Geld in Frankfurt am Main (i_G) und der — um den Swapsatz bereinigte — Netto-Zins für Euro-Dollar-Anlagen (i_E^N) bzw. für Schatzwechsellanlagen in London (i_L^N). Diese Sätze werden sowohl einzeln als auch in Form von Zinsdifferenzen verwendet. In einer der Gleichungen findet zudem die Dummy-Variable $S_{1,12}$ Berücksichtigung, die dem Moment des „window dressing“ zum Jahresende Rechnung zu tragen sucht.

Wie die Gleichungen I : 1 bis I : 3 in Tabelle I zeigen, ist das Resultat dieser Schätzungen zwiespältig: Zwar tragen alle Koeffizienten die erwarteten Vorzeichen. Aber sie sind nur in I : 3 ausnahmslos signifikant, während sich in I : 1 und I : 2 die Koeffizienten von ΔB^* , der Liquiditätsvariablen, lediglich auf etwa das 1,5-fache ihrer Standardabweichungen belaufen. Vor allem weisen jedoch die Durbin-Watson-Koeffizienten durchweg auf autokorrelierte Residuen hin, weshalb selbst auf die Schätzung I : 3 wenig Verlaß ist.

Dieses Ergebnis mag indessen dadurch bedingt sein, daß die Auslandsforderungen der Banken ein in sich weniger homogenes Aggregat darstellen, als nach dem ersten Augenschein zu vermuten ist. Zudem sind innerhalb eines Zeitraums von vier Jahren Verhaltensänderungen keineswegs auszuschließen. Dafür sei hier nur auf die Möglichkeit einer sich wandelnden Struktur der Auslandszinssätze verwiesen, die unter Umständen jeweils andere Netto-Zinsraten für den kurzfristigen Kapitalexport relevant werden läßt.

Um diese und ähnliche Faktoren berücksichtigen zu können, wurden einmal die auf D-Mark lautenden und zum anderen die täglich fälligen Auslandsforderungen (die sogenannten Arbeitsguthaben bei ausländischen Banken) aus den gesamten Auslandsforderungen ausgeklammert. Damit treten jetzt neben FB_T zwei weitere unabhängige Variable: die Devisenforderungen (FB_D) und die befristeten Forderungen (FB_B). Zugleich wurde der Gesamtzeitraum in einzelne Teilperioden aufgespalten. Hierbei handelt es sich zum einen um drei sich jeweils überlappende Zwei-Jahres-Zeiträume (Perioden 2 bis 4) und zum anderen um die geldpolitische Expansionsphase von Januar 1974 bis April 1976 (Periode 5) und um den Zeitraum von Oktober 1974 bis Dezember 1977 (Periode 6), der mit der endgültigen Abkehr der Bundesbank von

Tabelle I: Schätzungen für die kurzfristigen Auslandsforderungen der Banken, Monatswerte Januar 1974 - Dezember 1977 und Teilperioden

| Gleichung | Pe-riode ^{a)} | abh. Va-riable | absolutes Glied | $D \cdot 10^{-2}$ | ΔB^* | $i_G - i_L^n$ | $i_G - i_B^n$ | $S_{1,12}$ | R ² | DW |
|-----------|------------------------|----------------|-----------------|-------------------------|------------------------|---------------|---------------|------------------------|----------------|--------|
| I:1 | 1 | FB_T | + 0,6516 | + 8,4530** (1,2578) | + 0,4338 (0,2693) | — | — | — | 0,82 | 0,55 |
| I:2 | 1 | FB_T | + 25,2325 | + 4,3414** (1,1228) | + 0,2851 (0,1957) | — | — | — | 0,80 | 0,88 |
| I:3 | 1 | FB_T | + 25,4840 | + 4,3292** (1,0910) | — | — | — | + 2,5243* (1,1600) | 0,81 | 0,71 |
| I:4 | 1 | FB_D | — 5,5547 | + 4,9745** (0,3830) | + 0,1638* (0,0667) | — | — | — | 0,89 | 1,05 |
| I:5 | 1 | FB_B | + 21,3220 | + 3,8855** (1,0973) | — | — | — | + 2,4190* (1,1667) | 0,80 | 0,69 |
| I:6 | 2 | FB_B | — 64,5103 | + 21,9915** (3,9651) | — | — | — | + 2,1902* (1,0335) | 0,94 | 1,43** |
| I:7 | 3 | FB_T | + 16,2440 | + 6,2506** (1,2326) | — | — | — | + 3,0732** (0,9773) | 0,81 | 1,51** |
| I:8 | 3 | FB_B | + 8,0625 | + 7,0611** (1,4947) | + 0,5656** (0,1821) | i_G | i_L^n | — | 0,82 | 1,98* |

a) 1 = Jan. 1974 - Dez. 1977, 2 = Jan. 1974 - Dez. 1975, 3 = Jan. 1975 - Dez. 1976. — Standardfehler der Schätzungen in Paranthesen. 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.

ihrer seit März 1973 verfolgten Politik bei „Liquiditätsquote Null“ (vgl. dazu *Bleile* 1975, S. 24) einsetzt.

Für die Gesamtperiode ergeben sich daraufhin allerdings keine entscheidenden Verbesserungen: Die für die befristeten Forderungen durchgeführte Schätzung I : 5 ist der ihr entsprechenden Regressionsgleichung I : 3 keineswegs überlegen; und die Schätzung für die Devisenforderungen, Gleichung I : 4, weist zwar ein höheres Bestimmtheitsmaß und einen höheren Durbin-Watson-Koeffizienten auf als ihr Pendant I : 2, liefert aber nunmehr für die Zinsdifferenz einen Koeffizienten, der die Signifikanzgrenze — wenn auch nur knapp — verfehlt.

Allseits befriedigende Resultate zeigen sich erst dann, wenn statt des Gesamtzeitraums lediglich Teilperioden herangezogen werden (vgl. I : 6 bis I : 8 und II : 1 bis II : 6 in Tabelle II). Zur Erklärung dieses Befunds bieten sich in der Hauptsache drei Faktoren an. Erstens scheinen die Banken bei ihren Portfolio-Dispositionen zeitweilig bevorzugt die befristeten bzw. die auf Devisen lautenden Forderungen im Auge gehabt zu haben und weniger die Gesamtheit der Auslandsforderungen. Zweitens hat sich die relative Bedeutung einiger der die Auslandsaktiva bestimmenden Variablen offensichtlich mehrfach gewandelt. Und drittens will es so aussehen, als ob auch das Moment der zeitlichen Anpassung zu verschiedenen Zeiten eine unterschiedliche Rolle gespielt hat.

Die zuerst genannte Vermutung stützt sich auf den Umstand, daß bei Zugrundelegung von Zwei-Jahres-Zeiträumen Schätzungen mit FB_T als der unabhängigen Variablen nur für die Periode 3 allen Signifikanzkriterien genügen (vgl. I : 7). Für die Periode 2 läßt sich hingegen nur FB_B (Gleichung I : 6) und für die Periode 4 nur FB_D (Gleichung II : 4) durch den Portfolio-Ansatz erklären, während die Regressionen für FB_T entweder zum Teil nicht signifikante Koeffizienten aufweisen oder ein R^2 von nur wenig über 0,5 (vgl. etwa II : 1) liefern. Die Regressionen für den Teilzeitraum 5 (II : 3 bis II : 5) lassen zudem vermuten, daß die erklärbaren Veränderungen von FB_T vorwiegend die Bewegungen der Variablen FB_B widerspiegeln. Denn die auf Devisen lautenden Forderungen führen offensichtlich ein Eigenleben, was sich auch darin zeigt, daß sich in den Perioden 4 und 6 nur die Variable FB_D — nicht aber FB_T oder FB_B — statistisch befriedigend erklären läßt (vgl. II : 6).

Das zweite Moment, das der im Zeitablauf wechselnden Relevanz einzelner erklärender Variablen, zeigt sich vor allem bei den Auslandszinssätzen. So ergeben sich in den Perioden 1, 2 und 3 — also im wesentlichen in der ersten Hälfte des Gesamtzeitraums — nur für den Londoner Schatzwechselzins statistisch gesicherte Koeffizienten, wäh-

Tabelle II: Schätzungen für die kurzfristigen Auslandsforderungen der Banken, Monatswerte, Januar 1974 - Dezember 1977, verschiedene Teilperioden

| Gleichung | Periode ^{a)} | abh. Variable | absolutes Glied | verzögerte Variable | $D \cdot 10^{-2}$ | ΔB^* | Netto-Zinsdifferenz ^{b)} | i_G | i_E^* | R^2 | DW |
|-----------|-----------------------|---------------|-----------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------------------|------------------------|------------------------|-------|--------|
| II:1 | 4 | FB_T | + 20,9301 | + 0,5772** (0,1518) | — | + 0,6598** (0,1977) | - 11,2468* (4,6503) | — | — | 0,52 | 2,04* |
| II:2 | 4 | FB_D | - 18,8011 | — | + 6,6130** (0,7506) | + 0,3291** (0,0901) | — | - 7,3141** (2,3695) | + 8,5766** (2,1663) | 0,91 | 1,65** |
| II:3 | 5 | FB_T | - 5,4797 | — | + 10,7324** (2,3564) | + 0,5254** (0,1879) | - 2,1268** (0,3239) | — | — | 0,92 | 1,61** |
| II:4 | 5 | FB_D | + 8,5841 | — | + 2,0747* (0,9666) | + 0,1819* (0,0771) | - 0,4914** (0,1329) | — | — | 0,78 | 1,46** |
| II:5 | 5 | FB_B | - 12,5658 | — | + 10,8963** (2,2227) | + 0,5219** (0,1772) | - 2,1201** (0,3055) | — | — | 0,93 | 1,65** |
| II:6 | 6 | FB_D | - 0,5695 | + 0,6415** (0,1398) | + 1,7339* (0,7911) | + 0,2791** (0,0671) | — | - 4,3864** (1,5349) | + 4,2957** (1,5411) | 0,91 | 1,98* |
| II:7 | 6 | FB_D | - 4,6854 | — | + 4,9810** (0,4715) | + 0,2436** (0,0839) | — | - 3,7544 (1,9180) | + 3,6225 (1,9016) | 0,85 | 0,79 |
| II:8 | 4 | FB_D | - 7,8030 | + 0,4163* (0,1789) | + 4,0459* (1,5697) | + 0,4118** (0,0995) | - 9,8940** (2,1345) | — | — | 0,90 | 2,26** |
| II:9 | 4 | FB_D | - 16,5374 | — | + 7,2723** (0,8135) | + 0,3346** (0,1038) | - 10,6459** (2,3345) | — | — | 0,87 | 1,48** |

a) 4 = Jan. 1976 - Dez. 1977, 5 = Jan. 1974 - Apr. 1976, 6 = Okt. 1974 - Dez. 1977. — b) $i_G - i_E^*$ in II: 1, II: 8 und II: 9, $i_G - i_E^*$ in II: 3, II: 4 und II: 5. — Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

rend sich in den Teilperioden 4 und 6 allein die Sätze für Dollar-Anlagen, speziell der Euro-Dollar-Zins, als von signifikanter Bedeutung erweisen. Darüber hinaus ist in der Periode 2 — anders als sonst — der Zusammenhang zwischen den Auslandsforderungen und den Veränderungen der Zentralbankgeldversorgung nicht allzu stark ausgeprägt (vgl. auch IV : 5 in Tabelle IV), was aber primär durch die im Jahre 1974 noch praktizierte Politik bei Liquiditätsquote Null bedingt sein mag.

Zeitlich verzögerte Anpassungsprozesse des *Nerlove*-Typs lassen sich schließlich erst für die zweite Hälfte des Gesamtzeitraums — genauer gesagt: für die Teilperioden 4 und 6 — nachweisen⁴. Die Schätzungen für die übrigen Zeiträume liefern dagegen bei zusätzlicher Berücksichtigung der verzögerten abhängigen Variablen wenig ermutigende Resultate, so daß auch in diesem Bereich eine Verhaltensänderung vorzuliegen scheint.

Verzögerte Bestandsanpassungen zeigen sich allerdings selbst in den letzten zwei bis drei Jahren des Untersuchungszeitraums vorwiegend bei den Devisen-Forderungen (vgl. II : 6 und II : 8). Die sich auf die gesamten Auslandsforderungen beziehende Gleichung II : 1 läßt hingegen weiterreichende Schlußfolgerungen kaum zu, da ihr Bestimmtheitsmaß nicht allzu hoch ausfällt und sie zudem die einzige von rund 20 vergleichbaren Regressionen ist, die für alle erklärende Variablen gesicherte Koeffizienten mit den jeweils erwarteten Vorzeichen ausweist.

Wird die verzögerte endogene Variable aus dem Regressionsansatz II : 6 eliminiert, dann sind die Koeffizienten der beiden Zinsvariablen nur noch knapp doppelt so groß wie ihre Standardabweichungen (vgl. II : 7). Zudem besteht jetzt der Verdacht auf Autokorrelation, und das Bestimmtheitsmaß hat sich gleichzeitig erkennbar vermindert. Ein entsprechendes Vorgehen unter Rückgriff auf Gleichung II : 8 liefert indes rundum zufriedenstellende Resultate (vgl. II : 9), wengleich auch hier das Bestimmtheitsmaß etwas zurückgeht. Werden jedoch die Zinssätze i_G und i_E^n nicht in Form einer Differenz sondern jeweils einzeln in den Regressionsansatz aufgenommen, dann erhöht sich R^2 sogar auf 0,91, so daß dieser Befund weitaus weniger eindeutig als der gerade zuvor diskutierte für die Existenz eines *Nerlove*-lags spricht (siehe II : 2).

⁴ Bei Schätzungen unter Verwendung der verzögerten endogenen Variablen erfährt der Durbin-Watson-Koeffizient eine systematische Verzerrung. Einige Autoren empfehlen, in diesen Fällen die obere Signifikanzschwelle beim Test auf positive Autokorrelation zu verwenden. Vgl. *Schneeweiß* (1974, S. 214) sowie die dort angegebene Literatur.

Die Schätzungen der Tabelle III tragen schließlich der Möglichkeit Rechnung, daß die Banken lediglich auf die Veränderungen der Zinssätze bzw. der Skalenvariablen mit zeitlichen Verzögerungen reagieren. Zugrundegelegt wurde dabei der Teilzeitraum 3, da dieser für die Existenz eines *Nerlove*-lags kaum einen Anhaltspunkt bietet (vgl. den nicht signifikanten Koeffizienten von FB_{T-1} in Gleichung III : 1) und deshalb eher als etwa der Teilzeitraum 4 ein anders geartetes Anpassungsmuster erwarten läßt. Eine Reihe von Kontrollrechnungen hat allerdings gezeigt, daß die für die Periode 3 ermittelten Schätzergebnisse auch für die Perioden 2 und 4 repräsentativ sind.

Wie aus Tabelle III zu ersehen ist, führt die Berücksichtigung von time-lags für die Zinsdifferenz zu einer sukzessiven Verschlechterung der betreffenden Regressionsgleichungen. Das gilt nicht nur im Hinblick auf das Bestimmtheitsmaß und den Durbin-Watson-Koeffizienten, sondern auch für die *t*-Werte der Koeffizienten von *D* und $i_G - i_L^n$, die sich mit schrittweiser Vergrößerung des time-lags deutlich verringern. Time-lags für die Skalenvariable hingegen lassen die *t*-Werte der Regressionskoeffizienten im wesentlichen unverändert, aber auch hier ist eine Verschlechterung des Bestimmtheitsmaßes und des Durbin-Watson-Koeffizienten zu beobachten. Folglich muß davon ausgegangen werden, daß die Banken auf Datenänderungen in der Regel unverzüglich reagieren, wenngleich sie nicht immer und mit Notwendigkeit noch innerhalb desselben Kalendermonats um eine *vollständige* Anpassung ihrer Auslandsforderungen bemüht sind.

Ein weiterer Aspekt, der einer näheren Betrachtung bedarf, betrifft die Rolle der Skalenvariablen. Denn diese wird in die Schätzfunktionen der Tabellen I bis III in einer Form eingeführt, die zwischen Auslandsforderungen und Depositenvolumen einen nicht-proportionalen Zusammenhang unterstellt, während man üblicherweise die (längerfristigen⁵) Nachfragefunktionen für einzelne Bankaktiva oder -passiva in bezug auf *D* als linear-homogen ansieht.

Eine in diesem Sinne linear-homogene Nachfragefunktion impliziert, daß es längerfristig nicht die *Höhe* der Auslandsforderungen ist, die durch internationale Ertragsdifferenzen bestimmt wird, sondern die *Relation* zwischen Auslandsforderungen und Depositenvolumen. In kurzfristiger Sicht tritt hierzu dann als weitere unabhängige Variable die Veränderungsgröße ΔB^* , die aber jetzt ebenfalls auf den Skalenfaktor *D* zu beziehen ist.

⁵ Längerfristig bedeutet hier „nach vollständiger Anpassung an eine Datenvariation“. Die so zu verstehende lange Frist ist dadurch charakterisiert, daß alle Veränderungsgrößen gleich Null sind.

Tabelle III: Schätzungen für die gesamten kurzfristigen Auslandsforderungen der Banken (FB_T), Monatswerte, Januar 1975 - Dezember 1976 (Periode 3)

| Gleichung | absolutes Glied | $D \cdot 10^{-2}$ | ΔB^* | $i_G - i_L^n$ | FB_{T-1} | R^2 | DW |
|-----------|-----------------|------------------------|------------------------|------------------------|--------------------------|-------|--------|
| III:1 | + 4,7336 | + 5,3894* (2,0512) | + 0,5458** (0,1769) | - 1,1410* (0,5009) | + 0,3301 (0,2189) | 0,83 | 2,48 |
| III:2 | + 7,9890 | + 7,8641** (1,2151) | + 0,5729** (0,1816) | - 1,7611** (0,3087) | $(i_G - i_L^1)$ | 0,81 | 2,16* |
| III:3 | + 11,6572 | + 7,0293** (1,3511) | + 0,6695** (0,1987) | - 1,4418** (0,2975) | $(i_G - i_L^1)_{-1}$ | 0,77 | 1,77* |
| III:4 | + 12,9197 | + 6,6413** (1,6636) | + 0,7911** (0,2417) | - 1,1478** (0,3614) | $(i_G - i_L^1)_{-2}$ | 0,66 | 1,59** |
| III:5 | + 21,2738 | + 5,0249* (1,9612) | + 0,7696** (0,2489) | - 1,3080** (0,4566) | $(i_G - i_L^1)_{-3}$ | 0,64 | 1,43** |
| | | ΔB^* | $i_G - i_L^n$ | | | | |
| III:6 | + 9,7757 | + 0,5347* (0,1926) | - 1,8131** (0,3289) | + 7,6030** (1,2945) | $(D \cdot 10^{-2})_{-1}$ | 0,78 | 1,83* |
| III:7 | + 11,9137 | + 0,5161* (0,2043) | - 1,8427** (0,3495) | + 7,2524** (1,3637) | $(D \cdot 10^{-2})_{-2}$ | 0,75 | 1,76* |
| III:8 | + 12,3374 | + 0,5226* (0,2005) | - 1,8514** (0,3428) | + 7,2313** (1,3158) | $(D \cdot 10^{-2})_{-3}$ | 0,76 | 1,50** |

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

Wie die Schätzungen IV : 1 bis IV : 4 in Tabelle IV illustrieren, ist die Homogenitätsannahme mit dem vorliegenden Zahlenmaterial durchaus vereinbar. Für die verschiedenen Teilperioden erweisen sich zudem wiederum die gleichen Variablen-Kombinationen als relevant wie schon im Zusammenhang mit der weniger stringenten Nachfragehypothese, und auch hier ist es so, daß sich ein *Nerlove-lag* nur für die zweite Hälfte des Gesamtzeitraums nachweisen läßt.

Mit einer Ausnahme führen aber die Schätzungen unter Berücksichtigung des Homogenitätspostulats zu merklich verschlechterten Resultaten. Diese Ausnahme betrifft die Gleichung IV : 1 für die Periode 2, deren (nicht-homogenes) Pendant IV : 5 einen nicht mehr signifikanten Koeffizienten für das Funktionsargument ΔB^* aufweist. Jedoch zeigt sich die Nachschätzung von IV : 5 für die nur vier Monate mehr umfassende Teilperiode 5 der Gleichung IV : 1 bereits weit überlegen (vgl. IV : 6), so daß der Ausnahmefall wohl eher auf einem Zufallsergebnis beruht. Wie dem auch sei: Zumindest die Regressionsansätze IV : 2 bis IV : 4 liefern in der nicht-linearen Version bei nach wie vor gesicherten Koeffizienten weitaus höhere Werte für das Bestimmtheitsmaß R^2 (vgl. III : 2, IV : 7 und II : 8), wobei sich die Verbesserung im Falle der Gleichung IV : 4 sogar auf zwei Dezimalstellen beläuft.

Insgesamt sprechen die hier vorgelegten Ergebnisse somit eindeutig zugunsten des nicht-homogenen Funktionstyps. Daher soll dieser auch für eine Reihe ergänzender Schätzungen herangezogen werden, bei denen es noch einmal um die schon in einem früheren Zusammenhang angeschnittene Frage geht, welche Zinssätze für die Forderungsposition der Banken primär von Bedeutung sind.

Die Schätzungen der Tabellen I und II haben gezeigt, daß sich in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums nur für die Differenz zwischen dem Frankfurter Geldmarktzins und der (um den Swapsatz korrigierten) Londoner Schatzwechselrate signifikante Koeffizienten ergeben. Im Verlaufe der Jahre 1976 und 1977 scheint sich dann aber das Interesse auf US-Dollar-Anlagen konzentriert zu haben, da zumindest für die Periode 4 der Euro-Dollar-Zins die Londoner Schatzwechselrate an Bedeutung weit übertrifft (vgl. V : 1 und V : 4 in Tabelle V).

Die Schätzung V : 4 liefert für die mit Hilfe des Londoner Schatzwechselzins konstruierte Netto-Zinsdifferenz sogar einen „falschen“ (wenngleich nicht signifikanten) positiven Regressionskoeffizienten. Nicht signifikant ist zudem der Koeffizient von ΔB^* , was jedoch ebenso für zwei Alternativversionen von V : 1 gilt, bei denen einmal der Frankfurter Geldmarktzins durch den Abgabesatz der Bundesbank für kurzfristige Offenmarktpapiere (Gleichung V : 2) und zum anderen der Euro-Dollar-Satz durch den Netto-Zins für „federal funds“ in New York

Tabelle IV: Schätzungen für die kurzfristigen Auslandsforderungen der Banken, Monatswerte, Januar 1974 - Dezember 1977, verschiedene Teilperioden

| Gleichung | Pe-riode ^{a)} | abh. Variable | absolutes Glied | $\frac{\Delta B^*}{D \cdot 10^{-2}}$ | $i_G - i_L^*$ | R ² | DW |
|-----------|------------------------|--------------------------------|-----------------|--|------------------------|----------------|--------|
| IV:1 | 2 | $\frac{FB_B}{D \cdot 10^{-2}}$ | + 8,4480 | + 0,4786* (0,2202) | - 0,5585** (0,0543) | 0,86 | 1,48** |
| IV:2 | 3 | $\frac{FB_T}{D \cdot 10^{-2}}$ | + 9,4858 | + 0,5718** (0,1797) | - 0,3617** (0,0624) | 0,70 | 2,14* |
| IV:3 | 3 | $\frac{FB_B}{D \cdot 10^{-2}}$ | + 8,2374 | + 0,5219** (0,1791) | - 0,3775** (0,0622) | 0,70 | 2,03* |
| | | | | $\left(\frac{FB_D}{D \cdot 10^{-2}} \right)_{-1}$ | $i_G - i_E^*$ | | |
| IV:4 | 4 | $\frac{FB_D}{D \cdot 10^{-2}}$ | + 1,9872 | + 0,5693** (0,1273) | - 1,6822** (0,4161) | 0,70 | 2,29* |
| | | | | $D \cdot 10^{-2}$ | $i_G - i_E^*$ | | |
| IV:5 | 2 | FB_B | - 61,9617 | + 21,3702** (4,0913) | - 1,4578** (0,3594) | 0,94 | 1,89* |
| IV:6 | 5 | FB_B | - 12,5658 | + 10,8963** (2,2227) | - 2,1201** (0,3055) | 0,93 | 1,65** |
| IV:7 | 3 | FB_B | + 1,6577 | + 7,8754** (1,2140) | - 1,8200** (0,3084) | 0,81 | 2,10* |

a) 2 = Jan. 1974 - Dez. 1975, 3 = Jan. 1975 - Dez. 1976, 4 = Jan. 1976 - Dez. 1977, 5 = Jan. 1974 - Apr. 1976. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

Tabelle V: Schätzungen für die kurzfristigen Auslandsforderungen der Banken und deren Veränderungen, Monatswerte, Januar 1976 - Dezember 1977 (Periode 4)

| Gleichung | abh. Variable | absolutes Glied | $D \cdot 10^{-2}$ | ΔB^* | | R^2 | DW |
|-----------|---------------|-----------------|------------------------|------------------------|---------------------------------------|-------|--------|
| V:1 | FB_D | - 16,5374 | + 7,2723** (0,8135) | + 0,3346** (0,1038) | - 10,6459** $i_G - i_E^n$ (2,3345) | 0,87 | 1,48** |
| V:2 | FB_D | - 13,1359 | + 5,8732** (0,8296) | + 0,1559 (0,0844) | - 2,2223** $i_M - i_E^n$ (0,4668) | 0,87 | 1,45** |
| V:3 | FB_D | - 12,4500 | + 6,6603** (0,9895) | + 0,1177 (0,1034) | - 3,7443* $i_G - i_N^n$ (1,3305) | 0,81 | 1,18 |
| V:4 | FB_D | - 19,5703 | + 7,3470** (1,9031) | + 0,0264 (0,1211) | + 0,2509 $i_G - i_L^n$ (0,2970) | 0,74 | 1,16 |
| V:5 | ΔFB_T | + 5,8569 | - 0,7332 (1,9031) | + 0,8255** (0,2433) | - 11,3613* $i_G - i_E^n$ (5,4697) | 0,39 | 2,53** |
| V:6 | ΔFB_T | + 1,8666 | - | + 0,7891** (0,2207) | - 11,4548* $i_G - i_E^n$ (5,3477) | 0,38 | 2,53** |
| V:7 | ΔFB_D | + 1,8458 | - | + 0,4954** (0,1041) | - 8,9068** $i_G - i_E^n$ (2,5231) | 0,52 | 2,51** |
| | | | ΔB^* | i_G | i_E^n | | |
| V:8 | ΔFB_D | + 3,6818 | + 0,5099** (0,1063) | - 9,9900** (2,8923) | + 9,5958** (2,6730) | 0,54 | 2,61 |

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

(Gleichung V : 3) ersetzt wurde. Zudem haben sich im Falle der Schätzung V : 3 das Signifikanzniveau der Zinsdifferenz und der Durbin-Watson-Koeffizient gegenüber V : 1 merklich vermindert. Mithin sprechen die Ergebnisse nicht nur relativ eindeutig für die Wahl des Frankfurter Geldmarktsatzes als der primär relevanten Inlandszinsrate⁶, sondern sie unterstreichen auch die zentrale Bedeutung, die der Euro-Dollar-Markt ab etwa Januar 1976 erlangt hat.

Tabelle V enthält darüber hinaus einige Regressionen, die an die „flow“-Konzeption anknüpfen und dementsprechend die *Veränderungen* der Forderungsbestände durch internationale Zinsdifferenzen sowie die Variablen *D* und/oder ΔB^* zu erklären versuchen. Auch diese Schätzungen beziehen sich ausnahmslos auf den Teilzeitraum 4, da sich weder für die Gesamtperiode noch für andere Teilperioden eine allen Signifikanzkriterien genügende Gleichung ermitteln ließ.

Bei den Veränderungen der gesamten Auslandsforderungen fällt das Bestimmtheitsmaß mit 0,39 bzw. 0,38 nicht allzu hoch aus (vgl. V : 5 und V : 6). Darüber hinaus weist der statistisch nicht gesicherte Koeffizient der Skalenvariablen in V : 5 ein den Erwartungen widersprechendes negatives Vorzeichen auf, weshalb es sich zu empfehlen scheint, auf das Funktionsargument *D* im weiteren zu verzichten.

Werden außerdem nicht mehr die gesamten Auslandsforderungen sondern nur noch die auf Devisen lautenden Forderungen betrachtet, dann erhöht sich R^2 auf Werte von über 0,50 (vgl. IV : 7 und IV : 8). Jedoch liegt der Durbin-Watson-Koeffizient im Falle der Gleichung V : 8 bereits im Unsicherheitsbereich, wenngleich die absoluten Werte der einzelnen Regressionskoeffizienten mit denen der nicht autokorrelierten Schätzung V : 7 ziemlich genau übereinstimmen.

Nichtsdestoweniger ist das „flow“-Konzept dem portfolio-theoretischen Bestandskonzept offenbar weit überlegen. Das bestätigen auch die Ergebnisse der für die Auslandsverbindlichkeiten durchgeführten Schätzungen, die nunmehr abschließend noch diskutiert werden sollen.

2. Auslandsverbindlichkeiten

Wie die in der Tabelle VI zusammengestellten Regressionsgleichungen schon auf den ersten Blick zu erkennen geben, sind die Auslandsverbindlichkeiten der Banken weitaus weniger als die Auslandsforderungen einer Erklärung durch das hier verwendete Portfolio-Modell zugänglich. Insbesondere erreicht das Bestimmtheitsmaß jetzt höchstens

⁶ Für den inländischen Sollzins ergaben sich weder für die Gesamtperiode noch für eine der Teilperioden auch nur annähernd signifikante Koeffizienten.

Tabelle VI: Schätzungen für die kurzfristigen Auslandsverbindlichkeiten der Banken, Monatswerte, Januar 1974 - Dezember 1977 und Teilperioden

| Gleichung | abh. Variable | absolutes Glied | b) | $D \cdot 10^{-2}$ | i_T | R^2 | DW |
|-----------|------------------|-----------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------|--------|
| VI:1 | VB_T | - 22,0334 | - | + 12,5621** (0,6036) | + 0,0001 (0,0030) | 0,91 | 1,23 |
| VI:2 | VB_T | - 28,1846 | - | + 7,5434** (2,5818) | + 8,4369* (3,9897) | 0,68 | 1,59** |
| VI:3 | VB_{DM} | - 37,4954 | - | + 11,9946** (1,4665) | + 5,1806** (1,8183) | 0,85 | 2,03* |
| VI:4 | VB_{DM} | - 0,5173 | - | + 4,6692** (1,1688) | + 5,3721* (2,3809) | 0,62 | 1,23 |
| VI:5 | VB_{DM} | - 11,1269 | + 0,5392* (0,1927) | - | + 5,5933** (1,7364) | 0,69 | 1,87* |
| VI:6 | VB_{DM} | - 13,5625 | - | + 6,1876** (0,9865) | + 9,9312** (2,4983) | 0,73 | 1,27 |
| VI:7 | VB_{DM} | - 57,9844 | + 15,3457** (1,7753) | - | + 4,1776** (1,0970) | 0,87 | 1,83* |
| | | | FB_D | $S_{1,12}$ | i_T | i_N | |
| VI:8 | VB_D | + 0,8154 | + 0,9577** (0,0526) | - | - | 0,94 | 2,04* |
| VI:9 | ΔVB_{DM} | - 6,1415 | - | + 2,2100** (0,6483) | + 3,7459 (2,0798) | 0,43 | 2,37** |

a) 1 = Jan. 1974 - Dez. 1977, 3 = Jan. 1975 - Dez. 1976, 4 = Jan. 1976 - Dez. 1977, — b) VB_{DM-1} in VI:5, $(D \cdot 10^{-2})_{-2}$ in VI:7. Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle I.

Werte von 0,85 bis 0,87, und auch das nur in denjenigen Fällen, in denen ausschließlich die auf D-Mark lautenden Verbindlichkeiten als abhängige Variable fungieren.

Für die Gesamtperiode läßt sich wiederum keine Gleichung ermitteln, die allen Signifikanzkriterien zugleich genügt. Die relativ „beste“ Schätzung (Gleichung VI : 1) liefert nur für die SkalenvARIABLE einen signifikanten Koeffizienten⁷, obwohl der noch verhältnismäßig hohe *t*-Wert des Koeffizienten von *s_{US}* darauf hindeutet, daß auch dem US Dollar-Swapsatz in diesem Zusammenhang eine gewisse Bedeutung zukommt.

Wird der Untersuchungszeitraum in drei sich jeweils überlappende Zwei-Jahres-Perioden zerlegt, dann liefert der Regressionsansatz VI : 1 zumindest für den Teilzeitraum 4 durchweg gesicherte Koeffizienten mit dem jeweils zu erwartenden Vorzeichen (Gleichung VI : 2). Für die Periode 3 hingegen lassen sich nur die D-Mark-Verbindlichkeiten in befriedigender Weise erklären (vgl. VI : 3), während die Ergebnisse für den Teilzeitraum 2, d. h. für die Jahre 1974/75, ähnlich schlecht ausfallen wie für die Gesamtperiode.

Für alle Perioden gilt gleichermaßen, daß der Liquiditätsfaktor ΔB^* offenbar keinen signifikanten Einfluß auf die Höhe der Auslandsverbindlichkeiten bzw. einzelner ihrer Komponenten ausübt. Ein Vergleich der Schätzungen für die Perioden 3 und 4 zeigt zudem, daß der Erklärungswert des Portfolio-Ansatzes gegen Ende des Untersuchungszeitraums deutlich abnimmt. Jedoch mag dieser Befund primär durch die sich ab 1977 abzeichnende Dollar-Schwäche und die damit verbundenen D-Mark-Spekulationen bedingt sein. Hierfür spricht vor allem der Umstand, daß es in der Teilperiode 4 nicht mehr der Netto-Auslandszins sondern allein der nunmehr die Kurserwartungen der Spekulanten repräsentierende Dollar-Swapsatz ist, der neben *D* und dem inländischen Termineinlagenzins (*i_r*) die Bewegungen der D-Mark-Verbindlichkeiten determiniert.

In dieses Bild paßt durchaus, daß sich ein *Nerlove-lag* nur für den Teilzeitraum 4 nachweisen läßt (vgl. VI : 5). Denn bei einer massiven Aufwertungsspekulation werden die D-Mark-Verbindlichkeiten der Kreditinstitute kurzfristig überwiegend durch die Dispositionen der ausländischen Einleger bestimmt, und es bedarf offensichtlich einer gewissen Zeit, ehe die Banken den Gesamtbestand an derartigen Verbindlichkeiten auf das sie für sie optimale Niveau zu bringen imstande sind.

⁷ In der linear-homogenen Version ergaben die Schätzungen weder hier noch für einzelne Teilperioden befriedigende Resultate.

Für die Möglichkeit einer verzögerten Anpassung an einzelne der unabhängigen Variablen bieten lediglich zwei Schätzungen (VI : 6 und VI : 7) einen Anhaltspunkt. Gleichung VI : 6 weist zudem als einzige in der Periode 4 selbst für den Netto-Auslandszins einen gesicherten Koeffizienten auf, wengleich dieser Befund dadurch relativiert wird, daß der Durbin-Watson-Koeffizient hier noch im Unsicherheitsbereich liegt.

Auffallend ist, daß bei den auf Devisen lautenden Verbindlichkeiten die — nicht selten hoch signifikanten — Koeffizienten der verschiedenen Ertragsvariablen regelmäßig ein den Erwartungen widersprechendes Vorzeichen tragen. Das liegt offenbar daran, daß die Banken im Zuge von Hedging-Transaktionen jeweils Devisenverbindlichkeiten im Ausmaß ihrer (primär an Zinsdifferenzen orientierten) Devisenforderungen einzugehen bemüht sind, was sich insbesondere für die Teilperiode 4 mit Hilfe der Schätzung VI : 8 auf eindrucksvolle Weise belegen läßt.

Regressionen auf der Grundlage des „flow approach“ führten schließlich nur in einem Falle (Gleichung VI : 9) zu einem noch annehmbaren Ergebnis. Jedoch ist auch hier einer der Koeffizienten nicht signifikant, und das Bestimmtheitsmaß fällt mit 0,43 nicht sonderlich hoch aus.

IV. Schlußfolgerungen

Die Untersuchungen haben in erster Linie gezeigt, daß die Auslandsforderungen der Banken in einem weitaus höheren Maße einer statistischen Erklärung zugänglich sind als die Auslandsverbindlichkeiten. Jedoch erweisen sich die empirisch feststellbaren Zusammenhänge in beiden Fällen als nicht allzu stabil, da sich die relative Bedeutung einzelner erklärender Variablen im Zeitablauf deutlich gewandelt hat. Zudem scheinen die auf Devisen lautenden Auslandsverbindlichkeiten vorwiegend der Kompensation von Währungsrisiken aus dem Aktivgeschäft zu dienen, während sich die D-Mark-Verbindlichkeiten gegenüber dem Ausland zwar in erkennbarer Abhängigkeit vom Geschäftsvolumen und von Ertragserwägungen, aber wider Erwarten unabhängig von der jeweiligen Liquiditätssituation entwickeln.

Außerdem hat sich erwiesen, daß der portfolio-theoretische „stock approach“ dem konventionellen „flow approach“ weit überlegen ist. Sollte dieses Ergebnis auch für die Gesamtheit der kurzfristigen Kapitalbewegungen repräsentativ sein, so ergeben sich daraus vor allem für einige Teilbereiche des Keynesianismus wenig erfreuliche Konsequenzen, da sowohl die devisenterminpolitischen Vorschläge von Keynes als auch die Strategie des „policy mix“ auf der Annahme aufbauen,

positive oder negative (Netto-)Zinsdifferenzen würden jeweils auf Dauer in einem bestimmten Umfang internationale Kapitalströme induzieren.

Anhang

(Symbolverzeichnis, Quellenangaben)

| | |
|------------|--|
| B^* | Zentralbankgeldversorgung (= Zentralbankgeldmenge in der Abgrenzung der Deutschen Bundesbank und freie Liquiditätsreserven der Geschäftsbanken). |
| D | reservspflichtige Verbindlichkeiten der Geschäftsbanken, Monatsdurchschnittswerte. |
| FB_B | befristete kurzfristige Auslandsforderungen der Geschäftsbanken (= gesamte kurzfristige Auslandsforderungen minus täglich fällige Forderungen an ausländische Banken). |
| FB_D | kurzfristige Auslandsforderungen der Geschäftsbanken in ausländischer Währung. |
| FB_T | kurzfristige Auslandsforderungen der Geschäftsbanken, insgesamt. |
| i_E^n | Zinssatz für Drei-Monats-Geld auf dem Euro-Dollar-Markt, bereinigt um den Swapsatz US Dollar/D-Mark. |
| i_G | Zinssatz für Drei-Monats-Geld in Frankfurt am Main. |
| i_L^n | Zinssatz für Drei-Monats-Schatzwechsel in London, bereinigt um den Swapsatz Pfund Sterling/D-Mark. |
| i_M | Abgabesatz der Deutschen Bundesbank für in die Marktregulierung einbezogene Schatzwechsel mit einer Laufzeit von 60 - 90 Tagen. |
| i_N^n | Zinssatz für Federal Funds in New York, bereinigt um den Swapsatz US Dollar/D-Mark. |
| i_T | Habenzinssatz für inländische Festgelder unter 1 Mio. D-Mark mit einer Laufzeit von 3 Monaten. |
| s_{US} | Swapsatz US Dollar/D-Mark. |
| $S_{1,12}$ | Dummy-Variable, die im Dezember den Wert + 1, im Januar den Wert - 1 und in den übrigen Monaten den Wert Null annimmt. |
| VB_D | kurzfristige Auslandsverbindlichkeiten der Geschäftsbanken in ausländischer Währung. |
| VB_{DM} | kurzfristige Auslandsverbindlichkeiten der Geschäftsbanken in D-Mark. |
| VB_T | kurzfristige Auslandsverbindlichkeiten der Geschäftsbanken, insgesamt. |

Die Indices - 1, - 2 und - 3 zeigen eine zeitliche Verzögerung der betreffenden Variablen um einen, zwei oder drei Monate an.

Die Zins- und Swapsätze sind als Prozentsätze per annum ausgedrückt, die Bestandsgrößen und ihre Veränderungen in Mrd. D-Mark. Bei den Bestandsgrößen handelt es sich (mit Ausnahme von D) um Monatsendwerte.

Die Zahlenangaben für die Auslandsforderungen und -verbindlichkeiten stammen aus den Statistischen Beiheften zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 3, Zahlungsbilanzstatistik. Alle übrigen Zahlenangaben sind den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank entnommen.

Zusammenfassung

Die Untersuchung beschäftigt sich mit der kurzfristigen Auslandsposition der Geschäftsbanken. Auf der Basis eines Portfolio-Modells wird zunächst nach den Bestimmungsgründen für die Höhe der Auslandsforderungen und -verpflichtungen gefragt. Anschließend werden verschiedene Hypothesentests durchgeführt, wobei zum Teil weitgehend disaggregiertes Datenmaterial Verwendung findet. Die Schätzergebnisse zeigen insbesondere zweierlei: erstens, daß der portfolio-analytische Ansatz die Veränderungen der Auslandsposition der Banken weitaus besser zu erklären vermag als der bis vor kurzem noch allgemein favorisierte „flow approach“, und zweitens, daß die auf Devisen lautenden Auslandsverbindlichkeiten regelmäßig den Bewegungen der Devisenforderungen folgen, also offenbar vorwiegend der Kompensation von Währungsrisiken im Aktivgeschäft dienen.

Summary

The paper deals with the short-term foreign position of the West-German commercial banking sector using a portfolio-model of the *Markowitz-Tobin* variety. The estimates are on a monthly basis covering the period 1974 - 1977, and the data used have been disaggregated as far as the official statistics permit. The regression results reveal that the portfolio-theoretical stock approach is apt to explain the past variations of the short-term assets and liabilities to a considerable extent and in a much more satisfactory manner than the conventional flow approach.

Literatur

- Bleile, G.* (1975), Die neue Geldpolitik der Deutschen Bundesbank. Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen 28, S. 22 - 25.
- Graf, G.* (1975), Hypothesen zur internationalen Konjunkturtransmission. Weltwirtschaftliches Archiv 111, S. 529 - 563.
- Hodjera, Z.* (1973), International Short-Term Capital Movements: A Survey of Theory and Empirical Analysis. IMF Staff Papers 20, S. 683 - 740.
- Keynes, J. M.* (1923), A Tract on Monetary Reform, London.
- Mundell, R. A.* (1968) International Economics, New York.
- Neldner, M.* (1970), Die Kursbildung auf dem Devisenterminmarkt und die Devisenterminpolitik der Zentralbanken, Berlin.
- (1979), Die Nachfrage der westdeutschen Banken nach freien Liquiditätsreserven. Alternative Hypothesen und einige empirische Resultate, in: G. Ollenburg und W. Wedig (Hrsg.), Wirtschaftsentwicklung, Gleichgewicht und soziale Bedingungen der Wirtschaft. Andreas Paulsen zum Gedenken anlässlich seines achtzigsten Geburtstages, Berlin, S. 173 - 197.
- Nerlove, M.* (1958), Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities, Washington D. C.
- Schneeweiß, H.* (1974), Ökonometrie, 2. Aufl., Würzburg/Wien.