

Winker, Peter

Working Paper

Die Trägheit von Zinssätzen und Kreditrationierung in der Bundesrepublik Deutschland

Diskussionsbeiträge - Serie II, No. 208

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Winker, Peter (1993) : Die Trägheit von Zinssätzen und Kreditrationierung in der Bundesrepublik Deutschland, Diskussionsbeiträge - Serie II, No. 208, Universität Konstanz, Sonderforschungsbereich 178 - Internationalisierung der Wirtschaft, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/101545>

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.

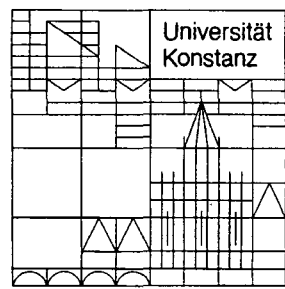
Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

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.



**Sonderforschungsbereich 178
„Internationalisierung der Wirtschaft“**

Diskussionsbeiträge

Juristische
Fakultät

Fakultät für Wirtschafts-
wissenschaften und Statistik

Peter Winker

**Die Trägheit von Zinssätzen
und Kreditrationierung
in der Bundesrepublik Deutschland**

1184359

23. AUG. 1993 Weltwirtschaft
Kiel

WM3 (208) *[Signature]*

Postfach 5560
D-78434 Konstanz

Serie II — Nr. 208
Juli 1993

325 458 723

**DIE TRÄGHEIT VON ZINSSÄTZEN
UND KREDITRATIONIERUNG
IN DER BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND***

Peter Winker

Serie II - Nr. 208

Juli 1993

W 113 (208)



- * *Diese Arbeit ist Teil eines Forschungsvorhabens zur Analyse von Kreditmärkten in Mengenerationierungsmodellen. Sie profitierte sehr von der anregenden Diskussion einer ersten Fassung durch W. Franz, G. Heidbrink, U. Oser und W. Smolny, denen an dieser Stelle gedankt sei. Alle noch verbleibenden Unklarheiten und Unterlassungen gehen natürlich allein zu Lasten des Autors.*

Zusammenfassung

Im Zuge der Analyse temporärer Ungleichgewichtssituationen wurde in den letzten Jahren auch der Kreditmarkt untersucht. Die Existenz von Kreditrationierung auf Mikromärkten wird dabei als das Ergebnis asymmetrischer Informationen zwischen Kreditgeber und -nehmer betrachtet.

Dieser Aspekt wird mit einem langfristig an den Grenzkosten orientierten Preissetzungsverhalten der Banken kombiniert. Das entstehende Modell führt in seiner reduzierten Form auf Gleichungen, die Anpassungsmechanismen zwischen Einlagen-, Kredit- und Geldmarktzinssätzen beschreiben. Dieses Modell wird in Fehlerkorrekturform geschätzt, um die unterschiedliche Dynamik der kurz- und langfristigen Anpassung abzubilden.

Die Hypothese einer verzögerten Anpassung des Kreditzinses an den Geldmarktzins läßt sich bei der empirischen Überprüfung für die Bundesrepublik Deutschland mit Monatsdaten für den Zeitraum 1975.02 – 1989.10 nicht verwerfen. Diese verzögerte Anpassung wird im Modell durch die Anpassungskosten bei asymmetrischen Informationen erklärt.

1 Einführung

“The Law of Supply and Demand is not in fact a law, nor should it be viewed as an assumption needed for competitive analysis. It is rather a result generated by the underlying assumptions that prices have neither sorting nor incentive effects. The usual result of economic theorizing: that prices clear markets, is model specific and is not a general property of markets – unemployment and credit rationing are not phantasms.”¹

In dieser Arbeit wird ein Modell der Kreditrationierung aufgrund asymmetrischer Information um eine dynamische Anpassung der Kredit- und Einlagenzinssätze an die Geldmarktsätze ergänzt.² Aus dem entstehenden Modell werden Hypothesen über die Volatilität und die Anpassungsgeschwindigkeit von Kredit- und Einlagenzinssätzen beim Vorliegen von Kreditrationierung abgeleitet. Ziel der Arbeit ist es, diese Hypothesen einer empirischen Überprüfung zu unterziehen. Können die Hypothesen nicht verworfen werden, spricht dies zumindest nicht gegen die Relevanz von Kreditrationierung für die Bundesrepublik Deutschland.

Zunächst wird das in Stiglitz und Weiss (1979, 1981, 1983) entwickelte Modell des Kreditmarktes unter asymmetrischer Information dargestellt.³ Die Banken als potentielle Kreditgeber können aufgrund beobachteter Charakteristika einzelne Firmen zu Gruppen zusammenfassen. Die Wahrscheinlichkeit jedoch, mit der eine einzelne Firma in einer Gruppe einen ihr gewährten Kredit zurückzahlen wird, ist den Banken nicht bekannt. Sie kennen lediglich die Verteilung dieser Wahrscheinlichkeit über eine ganze Gruppe. Weiterhin wird angenommen, daß die Höhe des Zinssatzes einen Einfluß auf die erwarteten Rückzahlungen für einen gewährten Kredit hat. Dies geschieht über die in Akerlof (1973) beschriebenen „adverse selection effects“, indem bei steigenden Zinssätzen der Anteil der kreditnachfragenden Firmen mit geringer Rückzahlungswahrscheinlichkeit steigt. Ein gewinnmaximierendes Verhalten der Banken kann daher zu Zinssätzen unter dem markträumenden Niveau führen. Es entsteht Kreditrationierung.

Ist es in den Modellen von Stiglitz und Weiss eine ex ante Asymmetrie der Information über die Rückzahlungsfähigkeit der Unternehmen, die zu Kreditrationierung führen kann, so ist es bei Williamson (1986, 1987) eine ex post Asymmetrie: die Banken kennen lediglich die Verteilung der Projekt-

¹ Vgl. Stiglitz und Weiss (1981), S. 409.

² Ein ähnlicher Ansatz findet sich in Scholnick (1991).

³ Eine kurze Darstellung des wesentlichen Aspektes der asymmetrischen Information findet sich auch im Anhang von Villanueva und Mirakhor (1990).

ergebnisse, nicht aber die Ergebnisse einzelner Firmen, d.h. für die Firmen kann es unter Umständen günstig sein, ein schlechteres als das tatsächlich erreichte Ergebnis auszuweisen.⁴ Da die Durchführung von Überprüfungen zur Feststellung des tatsächlichen Ertrages mit Kosten verbunden sind, kann wiederum die Festlegung eines nicht markträumenden Zinssatzes optimal im Sinne der Gewinnmaximierung sein.⁵

In einem zweiten Schritt wird das Modell von Stiglitz und Weiss um eine explizite Modellierung der dynamischen Anpassung von Kredit- und Einlagenzinssätze ergänzt. Der Anpassungsmechanismus ergibt sich aus der Betrachtung des langfristigen Preissetzungsverhaltens kompetitiver Banken, das sich an den Grenzkosten der Geldbeschaffung orientiert. Für die Grenzkosten der Geldbeschaffung wird angenommen, daß sie für die Banken exogen durch den Geldmarktzinssatz gegeben sind.

Die weitere Arbeit ist wie folgt gegliedert. In Abschnitt 2 und Abschnitt 3 werden die beiden theoretischen Modelle für den Kreditmarkt beschrieben. Anschließend wird ein kombiniertes Modell diskutiert, das als einfache dynamisierte Fassung des Stiglitz-Weiss-Ansatzes angesehen werden kann. Da dieses Modell sowohl Komponenten langfristigen Gleichgewichts als auch solche kurzfristigen Ungleichgewichts beinhaltet, bieten sich für die ökonometrische Analyse in Abschnitt 5 Fehlerkorrekturmodelle an. Das Modell wird für die Bundesrepublik Deutschland und die Jahre 1975 bis 1989 geschätzt. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und einem Ausblick auf Erweiterungsmöglichkeiten.

2 Das Stiglitz-Weiss-Modell

Bevor auf das Modell von Stiglitz und Weiss (1979) zur Kreditrationierung eingegangen wird, sollte der Begriff der Kreditrationierung erläutert werden. Im folgenden soll dann von Kreditrationierung gesprochen werden, wenn aus einer Gruppe vom Kreditgeber nicht unterscheidbarer potentieller Kreditnehmer, d.h. auf einem Mikromarkt, nur ein Teil einen Kredit erhält, während die anderen leer ausgehen.⁶

⁴ Deutlicher wird dieser Aspekt im Mehrperiodenmodell von Gertler (1992), wo er in der Formulierung der mehrperiodigen Kontrakte berücksichtigt werden muß.

⁵ Einen Überblick über diese und andere Modelle der Kreditrationierung bei asymmetrischer Information geben Baltensperger und Deviney (1984) und Jaffee und Stiglitz (1990).

⁶ Dies entspricht der Kreditrationierung vom Typ II oder "echten" Kreditrationierung in der Begriffsbestimmung bei Keeton (1979) in Abgrenzung zur Kreditrationierung

Das Auftreten von Kreditrationierung ist leicht zu erklären, wenn die Kreditzinssätze durch institutionelle Regelungen auf einem nicht markträumenden Satz fixiert sind.⁷ So wurden beispielsweise in den U.S.A. durch die sogenannte „regulation Q“ in den 60er und 70er Jahren wiederholt Zinsobergrenzen für bestimmte Kreditformen festgelegt. Dies führte – neben der verstärkten Entwicklung sekundärer Kreditmärkte – dazu, daß die Nachfrage nach Krediten zum herrschenden Zinssatz das Angebot überstieg, ohne daß eine Anpassung des Zinses erfolgen konnte. Da solche institutionellen Restriktionen jedoch in der Bundesrepublik Deutschland in den letzten 20 Jahren nicht vorlagen,⁸ erscheint dieser institutionelle Ansatz zur Erklärung von Kreditrationierung hier nicht adäquat.

In jüngeren Arbeiten zum Thema Kreditrationierung wird überwiegend auf den Aspekt der asymmetrischen Information abgehoben.⁹ Die zentrale Rolle spielt dabei die Annahme, daß zwar die potentiellen Kreditnehmer die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Erträge ihres Projektes kennen, die Banken als potentielle Kreditgeber jedoch nur die aggregierte Verteilung für alle Kreditnehmer. Es gibt im wesentlichen zwei Gründe, warum es dann für die Kreditgeber im Sinne der Gewinnmaximierung rational sein kann, eher die Kreditmenge zu rationieren als die Zinssätze zu erhöhen, wenn eine Überschußnachfrage auf dem Kreditmarkt vorliegt:¹⁰

- Adverse Selektion
- Adverse Anreize

In gängigen Kreditverträgen, die eine Rückzahlungsverpflichtung des Schuldners in Höhe des aufgenommenen Kredites zuzüglich einer Zinszahlung beinhalten, hängt die Ertragsersparung der Bank neben dem festgelegten Zinssatz von der Rückzahlungswahrscheinlichkeit ab. Gerät der Kreditnehmer in Zahlungsschwierigkeiten oder meldet gar Konkurs an, ist die

vom Typ I, die dann vorliegt, wenn ein individueller Kreditnehmer beim herrschenden Zinssatz keinen Kredit in der von ihm gewünschten Höhe aufnehmen kann, obwohl das Risiko seines Projektes als von der Kredithöhe unabhängig angenommen wird.

⁷ Vgl. Jaffee (1971).

⁸ Bis zum 5.2.1965 waren allerdings die Kreditzinssätze an den Lombardsatz gekoppelt. Für Kredite mit einer Restlaufzeit von unter vier Jahren galt diese Bindung sogar noch bis zum 1.4.1967. Vgl. Zimmermann-Trapp (1988), S. 249f.

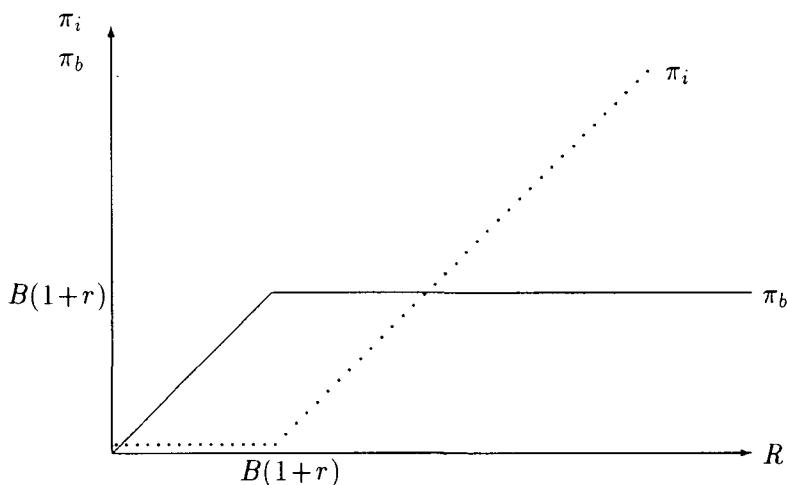
⁹ Vgl. Jaffee und Stiglitz (1990) und die dort zitierte Literatur.

¹⁰ Obwohl in der Literatur zum Thema weitgehend auf den Fall einer Überschußnachfrage auf dem Kreditmarkt abgehoben wird, läßt sich die Argumentation auch auf den Fall eines Überschußangebotes anwenden.

Rückzahlung aus Kreditverträgen kleiner als der vertraglich vereinbarte Betrag und durch den Restwert der Firma nach oben beschränkt. Ist für eine Gruppe von Kreditnehmern die durchschnittliche Rückzahlungswahrscheinlichkeit gegeben, sinkt die Ertragserwartung der Bank somit mit steigender Varianz der Rückzahlungswahrscheinlichkeiten. Umgekehrt verhält es sich für den Schuldner. Dieser muß im Falle der Zahlungsunfähigkeit keine vollständige Rückzahlung leisten. Bei gegebenem erwarteten Bruttoertrag, erhöht sich sein erwarteter Nettoertrag, d.h. der Bruttoertrag abzüglich der Rückzahlung an die Bank, mit der Varianz des Bruttoertrages.

Diese unterschiedliche Auswirkung der Rückzahlungswahrscheinlichkeit auf Kreditgeber und -nehmer ergibt sich aus dem Verlauf der jeweiligen Nettoertragskurven, die in Abbildung 1 dargestellt sind. Die Nettoertragskurve eines Kreditgebers (π_b) ist konkav und die eines Kreditnehmers (π_i) konvex. Fällt der Bruttoertrag R der Firma größer aus als die vereinbarte Rückzahlung ($B(1+r)$), so erhält der Kreditgeber die vereinbarte Summe, und die Differenz aus Bruttoertrag und Rückzahlungsverpflichtung ist der Nettoertrag π_i des Kreditnehmers. Für den Fall, daß der Bruttoertrag des Kreditnehmers kleiner ausfällt als die vereinbarte Summe, geht der gesamte Bruttoertrag – eventuell abzüglich Konkurskosten – an den Kreditgeber (π_b), der Nettoertrag des Kreditnehmers ist null.

Abbildung 1: Nettoertragskurven



2.1 Adverse Selektion

Aufgrund der vorangegangenen Überlegungen läßt sich nun der Effekt adverbser Selektion wie folgt beschreiben. Man geht zunächst von einem fixen Pool potentieller Kreditnehmer aus, die je nach Kreditkonditionen, d.h. je nach Kreditzinssatz einen Kredit nachfragen oder nicht. Erhöht nun eine Bank als möglicher Kreditgeber für diese Nachfrager ihren Kreditzinssatz – etwa als Reaktion auf veränderte Geldmarktzinsen –, wird für die Kreditnehmer mit relativ sicheren Projekten, die beim alten Zinssatz gerade noch eine positive Nettoertragserwartung hatten, der erwartete Nettoertrag negativ. Sie werden also keinen Kredit mehr nachfragen. Dies bedeutet, daß der marginale Kreditnehmer, d.h. der potentielle Kreditnehmer aus dem vorgegebenen Pool, der weiterhin gerade noch einen Kredit nachfragen wird, ein höheres Risiko in Form einer geringeren Rückzahlungswahrscheinlichkeit aufweisen wird. Insgesamt führt also eine Zinssatzerhöhung seitens des Kreditgebers zu einer geringeren Rückzahlungswahrscheinlichkeit in der Gruppe der nach wie vor nachfragenden Kreditnehmer, was unter Umständen zu einer abnehmenden Ertragserwartung der Bank führt. Anders ausgedrückt, es erhöht sich der Anteil "schlechter" Schuldner in der Gruppe der noch einen Kredit nachfragenden Kunden aus dem ursprünglichen Pool; man spricht von adverbser Selektion.

Auf eine formale Darstellung des Effektes adverbser Selektion in einem einfachen Kreditmarktmodell soll hier aus Platzgründen verzichtet werden. Sie findet sich in den Arbeiten von Stiglitz und Weiss (1979, 1981) oder in Blanchard und Fischer (1989), S. 480ff. Ein Manko des Modells von Stiglitz und Weiss in seiner Grundversion ist, daß es rein statisch ist. D.h. es wird darin nichts über mögliche Anpassungsvorgänge ausgesagt. Daher kann es auch die beobachteten Volatilitäten der kurzfristigen Zinssätze auf dem Kreditmarkt nicht erklären. Bezeichne r_K den Kreditzins, r_E den Einlagenzins und r_G den Geldmarktzins,¹¹ so beobachtet man für den Zeitraum 1975.02 bis 1989.10 für die zugehörigen Standardabweichungen σ_{r_K} , σ_{r_E} und σ_{r_G} die Reihung

$$\sigma_{r_G} > \sigma_{r_E} > \sigma_{r_K} > 0.$$

¹¹Für die folgenden Aussagen und die empirische Überprüfung des Modells in Abschnitt 6 wurde für r_K die Umlaufrendite von Bankschuldverschreibungen, für r_E der Habenzinssatz von Kreditinstituten für Festgelder mit Laufzeit von 1 bis 3 Monaten und Volumen von 1 bis 5 Millionen und für r_G der Geldmarktsatz für Eintagesgeld in Frankfurt am Main benutzt. Eine Begründung für die getroffene Wahl von r_K findet sich in Abschnitt 6.

Im statischen Modell von Stiglitz und Weiss hingegen gilt, solange der Markt durch Rationierung gekennzeichnet ist, daß $dr_K \equiv 0$ und damit $\sigma_{r_K} \equiv 0$ ist.

Dennoch ist es ein wesentlicher Verdienst des statischen Modells von Stiglitz und Weiss, die Bedeutung asymmetrischer Informationen bei der *Setzung von Kreditzinssätzen und damit für die Erklärung von Kreditrationierung* modelliert zu haben. In Abschnitt 3 wird dieser Ansatz durch eine explizite Berücksichtigung des Geldmarktes erweitert und in Form eines intertemporalen dynamischen Optimierungsproblems analysiert werden. Die Darstellung folgt dabei teilweise Scholnick (1991). Zuvor wird jedoch noch der Mechanismus adverser Anreize diskutiert, der unter asymmetrischer Information zu ähnlichen Ergebnissen führen kann wie Effekte adverser Selektion. Der Abschnitt schließt mit einer kurzen Betrachtung der Relevanz der vorgestellten Konzepte asymmetrischer Information.

2.2 Adverse Anreize

In Abänderung des für die Effekte adverser Selektion analysierten Modells sollen den Firmen nunmehr verschiedene Projekte unterschiedlichen Risikos zur Auswahl stehen. Die Banken als Kreditgeber kennen zwar wieder die Verteilungen der möglichen Projekte, können aber nicht beobachten oder vorschreiben, welches Projekt eine Firma unternimmt. Da sich der erwartete Nettoertrag einer Firma aus einem Kreditvertrag aufgrund des konkaven Verlaufes der Nettoertragskurve¹² mit abnehmender Rückzahlungswahrscheinlichkeit erhöht, kann eine Erhöhung des Kreditzinses ein Anreiz für den Kreditnehmer sein, im Sinne von Rothschild und Stiglitz (1970) risikoreichere Investitionen zu tätigen. Der erwartete Ertrag des Kreditgebers, der zunächst aufgrund der gestiegenen Zinsen steigen würde, kann durch diesen gegenläufigen Effekt sogar sinken. Diese den Interessen der Bank zuwiderlaufende Anreize bezeichnet man auch als adverse Anreize oder „moral hazard“.

2.3 Relevanz der Effekte adverser Selektion und adverser Anreize

Gegen die Ansätze asymmetrischer Information zur Begründung von rationierten Kreditmärkten wird häufig das Argument vorgebracht, daß es diesen Theorien an Relevanz mangle. Insbesondere wird in Abrede gestellt, daß

¹²Vgl. Abbildung 1.

Firmen unter Umständen bei Kreditfinanzierung riskantere Projekte bevorzugen, um dadurch ihre Nettoertragserwartung zu steigern. Dieses ansonsten durchaus als rational unterstellte Verhalten gilt hier als unplausibel, da die Firma mit ihrem Konkurs kalkulieren würde.

Wenngleich es schwierig ist, Effekte asymmetrischer Information direkt festzustellen,¹³ gibt es doch einige beobachtbare Fakten, die zumindest nicht gegen solche Ansätze sprechen:

- Die Insolvenzrate bezogen auf die Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe bewegt sich in den 70er und 80er Jahren zwischen 0.3 und 1.5 % pro Quartal, d.h. die Zahlungsunfähigkeit von Unternehmen ist nicht der absolute Ausnahmefall. Selbst große Unternehmen mußten wiederholt Zahlungsschwierigkeiten eingestehen.
- Auf der anderen Seite des Kreditmarktes nehmen die Banken in nicht unerheblichem Ausmaß Abschreibungen auf fragliche Kredite vor, die dann häufig noch prolongiert werden, um die sofortige Zahlungsunfähigkeit des Schuldners zu vermeiden.
- Besonders deutlich werden die Effekte adverser Selektion im Konsumentenkreditbereich. Der Anteil "schlechter" Schuldner ist hier ganz offenbar bei den Kreditgebern am höchsten, die auch die höchsten Zinsen verlangen.
- Als Effekt adverser Anreize kann das Verhalten großer Firmen betrachtet werden, risikoreiche Unternehmensteile in haftungsrechtlich unabhängige Unternehmen zu verwandeln. Dadurch werden aus Projekten, die im großen Firmenverbund durch andere Projekte abgesichert sind, hochgradig riskante Unternehmungen mit entsprechend hohen Nettoertragserwartungen und Ausfallrisiken. Als Beispiel dafür sind Explorationsfirmen im Rohstoffbereich oder Forschungs- und Entwicklungs-GmbHs zu nennen.

Schließlich ist das Phänomen "Kreditrationierung" keine Chimäre, sondern ebenso real wie das Ungleichgewichtsphänomen Arbeitslosigkeit. Einen Beleg dafür können Umfragedaten auf Firmenebene aus dem Innovations-tests des ifo-Institutes liefern. Tabelle 1 weist die Anteile der befragten Firmen aus, die angeben bei ihren Innovationsentscheidungen durch Mangel an

¹³ Dies wird mit Mikrodaten in Winker (1993a) unternommen.

Tabelle 1: Innovationshemmnisse 1982–1986

Jahr	Fehlendes Fremdkapital	Fehlendes Eigenkapital
1982	7.99%	35.10%
1983	5.29%	24.54%
1984	7.04%	29.08%
1985	7.11%	28.90%
1986	6.01%	25.44%

Fremd- oder Eigenkapital behindert zu sein.¹⁴ Nicht ausreichende Ertrags-
erwartungen für Innovationsprojekte wurden dabei durch andere Fragen er-
faßt. Geht man weiter davon aus, daß Innovations- und Investitionstätigkeit
in der Regel eng miteinander verbunden sind, deutet dies auf die realwirt-
schaftliche Bedeutung von Kreditrationierung hin. Eine genauere Analyse
der Ursachen und Auswirkungen von Kreditrationierung auf Mikroebene
findet sich in Winker (1993a).

Nachdem es in der Bundesrepublik keine bedeutenden institutionellen
Gründe für Kreditrationierung gibt, ist ein anderer Erklärungsansatz gefor-
dert. Und wie im Fall der Arbeitsmärkte erweisen sich die Ansätze asymme-
trischer Information auch für Kreditmärkte als vielversprechend.

3 Ein Grenzkostenansatz

In diesem Abschnitt soll ein einfaches Grenzkostenmodell für die Festlegung
der Kreditzinsen seitens der Banken abgeleitet werden. Die Verbindung die-
ses Grenzkostenansatzes mit den Anpassungskosten, die aus asymmetrischer
Informationsverteilung herrühren, führt zu der im folgenden Abschnitt 4
dargestellten dynamischen Fassung des Stiglitz-Weiss-Ansatzes.

Hier wird zunächst angenommen, daß der Geldmarktsatz für Eintages-
gelder r_G den Geldmarkt für Zentralbankguthaben und kurzfristige Geld-
marktpapiere ständig im Gleichgewicht hält, d.h. daß sich die Banken zu
diesem Zinssatz liquide Mittel besorgen bzw. überflüssige liquide Mittel an-
legen können. Neben den Geschäftsbanken agiert auf dem Geldmarkt für

¹⁴Die ausgewiesenen Zahlen wurden aus den in Penzkofer, Schmalholz und Scholz (1989),
S. 56–60, für innovativ tätige und nicht innovative Firmen getrennt ausgewiesenen Wer-
ten mit den entsprechenden Gewichten berechnet.

Eintagesgelder auch die Bundesbank im Rahmen von Offenmarktoperationen. Für den Geldmarktsatz r_G gilt

$$r_G = \phi(S_{BB} + S_{KI}) + \psi(D_{BB} + D_{KI}), \quad (1)$$

wo S_{BB} und D_{BB} das Angebot und die Nachfrage der Bundesbank im Rahmen ihrer Offenmarktoperationen und S_{KI} und D_{KI} das Angebot und die Nachfrage der Kreditinstitute auf dem Geldmarkt, d.h. von und nach Zentralbankguthaben und kurzfristigen Geldmarktpapieren, bezeichnen. Aufgrund der Marktkräumungsannahme ist $\phi(\cdot) < 0$ und $\psi(\cdot) > 0$.

Jedes Offenmarktgeschäft der Bundesbank wird also, *ceteris paribus*, r_G beeinflussen, ebenso wie jede andere Störung in der Wirtschaft, die das Angebot oder die Nachfrage auf dem Geldmarkt betrifft. Auf der anderen Seite spielt r_G aber auch eine wichtige Rolle als Grenzkosten der Liquiditätsversorgung der Banken und damit für die anderen Zinssätze, insbesondere den Kreditzinssatz r_K .

Diesem Aspekt kommt in einigen Modellen zum Preissetzungsverhalten der Banken sogar eine zentrale Rolle zu, indem angenommen wird, daß der Geldmarktsatz r_G die Grenzkosten der Banken bestimmt, wenn diese über die Setzung ihrer Zinssätze r_K und r_E entscheiden. Diese Modelle, die häufig als Grenzkostenpreissetzungsmodelle (GKP) bezeichnet werden, unterstellen, daß Kredit- und Einlagenzins vermöge einer Aufschlagskalkulation aus den Grenzkosten bestimmt werden, d.h.

$$r_K = \alpha r_G + m_1, \quad (2)$$

bzw.

$$r_E = \beta r_G + m_2, \quad (3)$$

wobei α und β durch die Monopolmacht bzw. den Grad der Monopolisierung und andere Marktfaktoren im Bankgewerbe bestimmt werden und m_1 bzw. m_2 die als konstant angenommenen Kostenaufschläge der Banken bezeichnen. In den GKP-Modellen dient also der Geldmarktsatz als Basis für die anderen Zinssätze. Jede Bewegung des Geldmarktsatzes würde eine entsprechende Bewegung der anderen Zinssätze nach sich ziehen. Wäre $\alpha = \beta = 1$, würde für die Standardabweichungen der verschiedenen Zinssätze

$$\sigma_{r_G} = \sigma_{r_K} = \sigma_{r_E}$$

gelten im Widerspruch zu der beobachteten Ordnung der Volatilitäten¹⁵

$$\sigma_{r_G} > \sigma_{r_K} > 0.$$

¹⁵Diese Reihung ergibt sich auch aus dem Fried-Howitt-Modell (1980), das von einer

4 Das kombinierte Modell

Beide oben vorgestellten Modelle können das Geschehen auf dem Kreditmarkt nur partiell wiedergeben. Während das Stiglitz–Weiss–Modell rein statischen Charakter hat und darüberhinaus dem Kostenfaktor bei der Kreditvergabe kein besonderes Augenmerk widmet, ist das zweite vorgestellte Modell auf diesen Kostenaspekt fixiert. Insbesondere können im GKP–Modell die Effekte asymmetrischer Informationen auf dem Kreditmarkt nicht analysiert werden. In diesem Abschnitt soll daher versucht werden, beide Modelle zu kombinieren, um in einem dynamischen Modell sowohl den Kreditmarkt mit dem Aspekt der asymmetrischen Information als auch die Kosten der Mittelbeschaffung für die Kreditvergabe über den Geldmarkt analysieren zu können. Es wird der Darstellung in Scholnick (1991) folgend gezeigt, daß die Bank beim Setzen des Kreditzinssatzes r_K sowohl die marginalen Kosten der Liquiditätsbeschaffung r_G als auch die Anpassungskosten aufgrund asymmetrischer Informationen berücksichtigt.

Um beide Modelle miteinander kombinieren zu können werden folgende Annahmen getroffen:

- Im langfristigen Gleichgewicht wird r_K nur durch die Grenzkosten r_G bestimmt, d.h. es wird von der Argumentation im Stiglitz–Weiss–Modell insofern abgewichen, als Kreditrationierung aufgrund asymmetrischer Information nur als transitorisches Phänomen auftreten kann.
- Kurzfristig wird r_K von beiden Einflüssen, d.h. von r_G und der asymmetrischen Information auf dem Kreditmarkt, geprägt.

Die Festlegung des Kreditzinssatzes r_K wird nach den vorangegangenen Überlegungen also sowohl vom Geldmarktsatz r_G als Grenzkosten als auch von den Effekten adverser Selektion beeinflusst. Der Ertrag einer Bank vermindert sich aufgrund des Grenzkostenargumentes, wenn die Bank ihren Kreditzinssatz r_K nicht an eine Erhöhung des Geldmarktsatzes r_G anpaßt. Andererseits ergeben sich aber Kosten für die Bank aufgrund adverser Selektion, wenn sie r_K in Anpassung an eine Erhöhung von r_G ebenfalls erhöht. Denn wenn das Bankensystem realistischerweise als nicht voll kompetitiv angesehen wird, wird diejenige Bank, die zuerst eine Anpassung ihrer Kreditzinsen nach oben vornimmt, die riskanteren Kreditnehmer anziehen, was

Risikoaufteilung zwischen Bank und Kreditnehmer im Sinne eines impliziten Kontraktes ausgeht. Die Konsequenz dieses Modells für die Reihung der Volatilitäten wird in Osano und Tsutsui (1985), S. 218, diskutiert.

zu einer Verringerung der Erträge führt. Für die Banken wird es also in der Regel vorteilhaft sein, die Anpassung ihrer Zinssätze an den Geldmarktsatz zu verzögern.

Die beiden Aspekte, die das Zinssatzverhalten der Banken beeinflussen, werden in Form einer quadratischen Verlustfunktion modelliert.¹⁶ Die Bank wählt ihren Kreditzinssatz r_K , der also für das der Verlustfunktion zugrundeliegende Optimierungsproblem die Instrumentvariable darstellt, derart, daß die Verluste aus einer verzögerten Anpassung an die Grenzkosten einerseits und aus adverser Selektion bei einer zu schnellen Veränderung andererseits minimiert werden. Die zu minimierende quadratische Verlustfunktion ist für den Zeitpunkt t durch

$$V_1 = \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s \left[c_1(r_{K_{t+s}} - r_{G_{t+s}} + m_1)^2 + c_2(r_{K_{t+s}} - r_{K_{t+s-1}})^2 - c_3(r_{K_{t+s}} - r_{K_{t+s-1}})(r_{G_{t+s}} - r_{G_{t+s-1}}) \right] \quad (4)$$

gegeben, wobei δ den Diskontfaktor der Bank bezeichne.

Die Verlustfunktion bestraft in ihrem ersten Term Abweichungen des Kreditzinssatzes vom langfristigen Optimum. Das langfristige Optimum ist durch den Geldmarktsatz r_G zuzüglich eines konstanten Aufschlages m_1 gegeben. Da dieser Aufschlag vor allem für die Kosten der Bank bei der Kreditvergabe insbesondere in Form von Verwaltungskosten sowie für den Gewinn der Bank steht, erscheint ein konstanter Aufschlag angemessen, während ein proportionaler Aufschlag auf den Geldmarktsatz der Tatsache nicht Rechnung trägt, daß das gesamte Kreditvolumen auch nicht annähernd proportional auf Veränderungen von r_G bzw. r_K reagiert. Der Gewinn der Banken würde damit in einem Ausmaß vom Zinsniveau abhängen, wie es in der Realität nicht beobachtet werden kann. Der zweite Term stellt die üblichen quadratischen Anpassungskosten dar, die im hier vorgestellten Modell auf den Effekten adverser Selektion beruhen. Je größer eine Veränderung des Kreditzinssatzes ausfällt, desto größer fallen diese Effekte aus, indem es zu einer negativen Veränderung in der Qualität der Kreditnehmer kommt.¹⁷ Der dritte Summand schließlich erfaßt den positiven Effekt einer Anpassung der Instrumentvariablen in die richtige Richtung, d.h. ist etwa der Geldmarktsatz im Vergleich zur Vorperiode angestiegen, dann sollte das aus

¹⁶Nach Nickell (1985), S. 119, kann dieser Ansatz als Standard für die Analyse dynamischer Systeme betrachtet werden.

¹⁷Der Einfachheit der Darstellung halber wurde hier angenommen, daß die Kosten der Anpassung von r_K gleich groß sind für eine Anpassung nach oben und nach unten.

diesem exogenen Schock resultierende Ungleichgewicht durch eine gleichgerichtete Anpassung des Kreditzinssatzes korrigiert werden. Nach einem exogenen Schock werden in diesem Modell die Banken also ihre Zielgröße r_K nur langsam wieder an die gewünschte langfristige Lösung heranführen, da eine zu schnelle Anpassung mit zu hohen Kosten aufgrund der asymmetrischen Information auf dem Kreditmarkt verbunden wäre.

Die in Gleichung (4) eingeführte Zielfunktion kann als das Ergebnis eines dynamischen Optimierungsproblems angesehen werden, in das sowohl die Kosten einer verzögerten Anpassung an die Grenzkosten als auch die Kosten der Anpassung selbst in Form adverser Selektion eingehen. Nach Nickell (1985) führt diese Spezifikation unter bestimmten Bedingungen an den zugrundeliegenden Prozeß zu einem Fehlerkorrekturmodell für die Zielgröße r_K , wie es in Abschnitt 6 geschätzt werden wird.

Da einerseits r_G als markträumender Preis eine theoretisch unbegrenzte Varianz hat, und andererseits r_K nur mit Verzögerung auf Veränderungen von r_G reagiert, erklärt das Modell die beobachtete Reihung der Volatilitäten, d.h.

$$\sigma_{r_G} > \sigma_{r_K} > 0.$$

Ein ähnlicher Zusammenhang wie zwischen dem Geldmarktsatz und dem Kreditzinssatz, den die Banken erheben, läßt sich natürlich auch für die Beziehung zwischen Geldmarktsatz und dem auf Einlagen bei den Banken bezahlten Zinssatz begründen. Dabei ist jedoch zu beachten, daß beim Einlagensatz r_E im Gegensatz zum Kreditzinssatz r_K keine Auswirkungen asymmetrischer Informationen zu berücksichtigen sind, geht man einmal von der gesicherten Rückzahlungsfähigkeit des Bankensystems aus. Andererseits entstehen der Bank aber auch bei der Neufestlegung von Einlagenzinssätzen Kosten, etwa in Form von „menu costs“. Diese sind jedoch geringer als der Effekt adverser Selektion und anderer Kosten für den Kreditzinssatz, sodaß eine schnellere Anpassung von r_E an Änderungen von r_G zu erwarten ist.

Analog zur Fehlerkorrekturformulierung des Modells für den Kreditzinssatz in (4) ergibt sich für den Einlagensatz:

$$V_2 = \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s \left[d_1 (r_{E_{t+s}} - r_{G_{t+s}} + m_2)^2 + d_2 (r_{E_{t+s}} - r_{E_{t+s-1}})^2 - c_3 (r_{E_{t+s}} - r_{E_{t+s-1}})(r_{G_{t+s}} - r_{G_{t+s-1}}) \right], \quad (5)$$

wobei m_2 wieder ein konstanter Aufschlagsfaktor sei. Diese Verlustfunktion hat weitgehend dieselbe Interpretation wie die für den Kreditzinssatz hergeleitete. Ein wesentlicher Unterschied besteht jedoch in der angenommenen

Größe der Koeffizienten c_2 bzw. d_2 . Während c_2 unter anderem den Effekt adverser Selektion erfaßt, steht d_2 nur für sonstige Anpassungskosten, da für den Einlagenmarkt keine Effekte asymmetrischer Information angenommen werden. Daher sollte d_2 numerisch deutlich geringer als c_2 ausfallen und eventuell sogar nahe bei null liegen.

5 Ökonometrische Überprüfung

Für die empirische Überprüfung des kombinierten Modells müssen die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den einzelnen Zinssätzen abgeleitet werden. Gibt es eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Variablen in Form einer Kointegrationsbeziehung,¹⁸ dann muß es nach dem Granger–Repäsentations–Theorem¹⁹ auch eine kurzfristige Beziehung in Form eines Fehlerkorrekturmodells geben.

Im einfachen Grenzkostenpreissetzungsmodell bestehen klare Beziehungen zwischen r_G und r_K und zwischen r_G und r_E aufgrund der Aufschlagskalkulation. Zwischen diesen beiden Variablenpaaren sind für dieses Modell also Kointegrationsbeziehungen zu erwarten.²⁰

Das hier vorgestellte kombinierte Modell nimmt an, daß auf lange Frist r_K und r_E vom Geldmarktsatz r_G determiniert werden. Somit sind Tests auf Kointegrationsvektoren zwischen r_G und r_K sowie zwischen r_G und r_E wichtige Tests für die Annahmen des Modells.

Andererseits lassen die Kosten einer Anpassung unter asymmetrischer Information wie im Stiglitz–Weiss–Modell eine verzögerte Anpassung der Bankzinssätze an den Geldmarktzinssatz erwarten.

Die diskutierten Auswirkungen unterschiedlicher Modellannahmen führen zu den folgenden zwei Hypothesen, an denen das kombinierte Modell des Kreditmarktes empirisch überprüft werden kann:

- Die Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen r_G und r_K sowie zwischen r_G und r_E .
- Die Anpassungsgeschwindigkeit von r_K auf Veränderungen von r_G ist geringer als die von r_E .

¹⁸ Für einen Überblick über die Kointegrationstheorie siehe Hendry (1986).

¹⁹ Vgl. Engle and Granger (1987), S. 255.

²⁰ Damit muß zwangsweise auch eine Kointegrationsbeziehung zwischen r_K und r_E bestehen.

Darüberhinaus erlauben die geschätzten Fehlerkorrekturmodelle auch eine Quantifizierung der langfristigen Beziehungen sowie der Geschwindigkeit der Anpassung an diese langfristige Beziehung.

6 Ergebnisse der Schätzung

In diesem Abschnitt werden die im vorangegangenen Abschnitt hergeleiteten Hypothesen für die Bundesrepublik Deutschland überprüft. Zugrunde liegen dabei Monatsdaten der Deutschen Bundesbank für den Zeitraum 1975.02 bis 1989.10 für den Zinssatz für Eintagesgeld am Frankfurter Geldmarkt (r_G), die Umlaufrendite auf Bankschuldverschreibungen (r_K) und den Habenzinssatz für Festgelder mit Laufzeit von 1 bis 3 Monaten und einer Einlagenhöhe von 1 bis 5 Millionen DM (r_E).

Der Untersuchungszeitraum wurde aus zwei Gründen auf die Periode 1975 – 1989 begrenzt. Einerseits stellt der Übergang von einem Regime fester zu einem Regime flexibler Wechselkurse zu Beginn der siebziger Jahre einen deutlichen Strukturbruch in Beziehungen zwischen monetären Größen dar, und bis 1967 gab es auch in der Bundesrepublik Deutschland noch teilweise Zinsbindungen für Kredite. Andererseits liegen monatliche Beobachtungen für alle relevanten Zinsvariablen erst ab 1975 vor. Die Festlegung des Endes des Untersuchungszeitraumes auf 1989.10 wird dadurch motiviert, daß die Sondereffekte der deutschen Vereinigung ausgeschlossen werden sollen.

Im Gegensatz zu den meisten empirischen Untersuchungen des deutschen Kreditmarktes wurde als relevante Zinsvariable r_K nicht der Satz auf Kontokorrentkredite mit einem Volumen von 1 bis 5 Millionen DM gewählt. In Winker (1993b) wird gezeigt, daß die Umlaufrendite auf Bankschuldverschreibungen den Verlauf der Zinssätze für gewerbliche Kredite besser wiedergibt. Die im folgenden dargestellten qualitativen Ergebnisse gelten jedoch auch für die übliche Spezifikation von r_K .

Die Mittelwerte, Standardabweichungen sowie Maximum und Minimum für die Zinsreihen sind in Tabelle 2 ausgewiesen.

Bei Betrachtung von Tabelle 2 fällt auf, daß der Geldmarktsatz sowohl eine deutlich größere Bandbreite der Schwankungen als auch eine größere Volatilität als der Kreditzinssatz r_K aufweist. Die Volatilität von r_K ist ebenfalls deutlich von null verschieden, was auf eine dynamische Anpassung dieser Variablen hindeutet. Eine solche Anpassung wird im rein statischen Stiglitz–Weiss–Modell, das in Abschnitt 2 vorgestellt wurde, nicht erklärt. Sie ergibt sich jedoch unmittelbar aus dem oben diskutierten kombinierten

Tabelle 2: Zinssätze 1975.02 - 1989.10

Variable	Mittelwert	Std.abweich.	Maximum	Minimum
r_K	7.56	1.40	11.60	5.40
r_E	5.65	2.26	12.27	3.04
r_G	5.68	2.36	12.00	1.87

Modell. Der empirische Befund ergibt folgende Reihung

$$\sigma_{r_G} > \sigma_{r_E} > \sigma_{r_K} > 0.$$

Bevor eine detaillierte Untersuchung der langfristigen Zusammenhänge sowie der kurzfristigen Anpassungsvorgänge zwischen den Zinsreihen stattfinden kann, müssen die Stationaritätseigenschaften bestimmt werden. Üblicherweise werden die Reihen daher auf das Vorhandensein einer Einheitswurzel hin getestet. Für die Zinssätze und ihre ersten Differenzen wurden dazu erweiterte Dickey-Fuller Tests (ADF) und die von Phillips und Perron (1988) vorgeschlagenen Z_α - und Z_t -Tests durchgeführt.²¹ Tabelle 3 gibt die Ergebnisse wieder.

Tabelle 3: Stationaritätstests

Variable	Lags	ADF	Z_α		Z_t	
r_K	2	-1.78	-5.58		-1.56	
r_E	5	-1.91	-4.99		-1.77	
r_G	2	-0.03	0.20		0.07	
Δr_K	1	-9.04 **	-105.92 **		-13.73 **	**
Δr_E	2	-9.05 **	-222.58 **		-8.44 **	**
Δr_G	1	-10.44 **	-197.73 **		-14.80 **	**

** Stationaritätshypothese kann zum 1%-Niveau nicht verworfen werden.

Durch Stationaritäts- oder Einheitswurzeltests wird überprüft, ob die untersuchte Zeitreihe schwach stationär ist, d.h. einen endlichen Mittelwert, endliche Varianz und endliche Kovarianzen besitzt, die alle von der Zeit

²¹Die genaue Spezifikation der durchgeführten Tests findet sich weiter unten in diesem Abschnitt.

unabhängig sind. Im einfachsten Fall eines AR(1) Prozesses

$$x = c + \rho x_{-1} + \epsilon,$$

wo c und ρ Parameter und ϵ unabhängig identisch standardnormalverteilte Residuen sind, ist der Prozess genau dann stationär, wenn $-1 < \rho < 1$ gilt. Für $\rho = 1$ definiert die Gleichung einen random walk mit Trend und x ist keine stationäre Reihe. Insbesondere wird die Varianz von x mit der Zeit zunehmen und die unbedingte Varianz unendlich sein. Da Zinsreihen in der Regel positive Autokorrelation aufweisen, ist die wesentliche Hypothese auf Stationarität einer Zinszeitreihe somit:

$$H_0 : \rho = 1$$

Formt man den AR(1) Prozess um zu

$$\Delta x = c + \gamma x_{-1} + \epsilon, \quad (6)$$

wo $\gamma = \rho - 1$ ist, dann wird die Nullhypothese einer Einheitswurzel in der Zeitreihe zu

$$H_0 : \gamma = 0.$$

Der Test dieser Hypothese über den t-Wert von γ in der OLS-Schätzung von Gleichung (6) stellt den einfachen Dickey-Fuller-Test dar. Da unter der Nullhypothese x jedoch nicht stationär ist, können nicht die üblichen kritischen Werte verwandt werden. Stattdessen werden die kritischen Werte aus MacKinnon (1990) benutzt. In Augmented Dickey-Fuller-Tests werden neben der verzögerten endogenen Variablen auch verzögerte Differenzen in die Schätzgleichung aufgenommen sowie gegebenenfalls eine Konstante und ein linearer Trend.

Für die untersuchten Zinsreihen war nur für die Niveauewerte von r_K und r_E eine Konstante in den Regressionsgleichungen signifikant und wurde mitgeschätzt. Die Laglänge für die ausgewiesenen Werte wurde so groß bestimmt, daß die entstehenden Residuen keine signifikante Autokorrelation mehr aufwiesen. Dies wurde mit Ljung-Box Q-Tests mit einer Laglänge bis zu 12 überprüft. Für die Residuen der resultierenden Schätzgleichung konnte für die Niveaus der Zinsvariablen mit White-Tests Heteroskedastizität nicht verworfen werden. Durch den Übergang zu einer höheren Laglänge und die Einbeziehung nicht signifikanter Trendterme könnte diese Heteroskedastizität beseitigt werden. Die resultierenden Stationaritätstests führten qualitativ zu denselben Ergebnissen.

Der Z_α - und der Z_t -Test nach Phillips und Perron (1988) sind nicht-parametrisch im Hinblick auf den Störterm und lassen daher eine weite Klasse von Modellen zu. In die Schätzgleichung selbst kann wiederum eine Konstante und Trendterme aufgenommen werden. Für die in der Tabelle ausgewiesenen Werte wurde nur für die Niveauewerte von r_K und r_E eine Konstante mitgeschätzt. Über die oben spezifizierte Laglänge wurde der von Phillips und Perron (1988) vorgeschlagene Bartlett kern gelegt.²² Versuche mit anderen Laglängen und Kernen führten zu ähnlichen Ergebnissen und gleichen qualitativen Schlußfolgerungen. Neben der erweiterten Klasse zulässiger Modelle für den Störterm liegt der Vorteil des Z_α -Testes in seiner hohen Konvergenzgeschwindigkeit von $1/T$.²³ Die kritischen Werte können aus den Tabellen von Dickey und Fuller²⁴ entnommen werden.

Mit allen benutzten Tests läßt sich die Stationaritätshypothese für die Niveaus der Zinssätze klar verwerfen. Für die ersten Differenzen kann sie hingegen nicht verworfen werden, wobei hier das Bild für andere Beobachtungssample nicht mehr ganz eindeutig ist. Insbesondere für r_K und r_G kann in einigen Spezifikationen mit dem ADF-Test die Stationaritätshypothese abgelehnt werden. Das Resultat von Z_α - und Z_t -Test hingegen ist in den meisten Fällen eindeutig.²⁵

Aufgrund der für unterschiedliche Perioden erzielten uneinheitlichen Ergebnisse verschiedener Stationaritätstests für die untersuchten Zinsvariablen liegt die Frage nahe, ob eine Charakterisierung durch entweder $I(0)$ oder $I(1)$ ausreichend ist, um die Persistenzeigenschaften dieser Reihen abzubilden. Granger (1980) zeigt, daß bei der Aggregation stationärer AR-Prozesse das resultierende Modell zwar eine deutlich höhere Persistenz aufweist als ein stationärer Prozeß, aber in der Regel kein $I(1)$ -Prozeß ist, d.h. keine Einheitswurzel enthält.²⁶

Basierend auf vorangegangenen theoretischen Arbeiten über fraktion-

²²Die Gewichte des Bartlett kerns nehmen linear über die spezifizierte Laglänge l ab, d.h. die i -te Autokovarianz geht mit Gewicht $1 - i/(l + 1)$ in die Teststatistik ein.

²³Vgl. dazu Phillips und Ouliaris (1990).

²⁴Vgl. Fuller (1976).

²⁵In Schwert (1989) wird mit Monte-Carlo-Simulationen gezeigt, daß auch der Z_α -Test für bestimmte Fehlermodelle stark verzerrt sein kann. Dies gilt insbesondere, wenn die Residuen einem MA-Prozeß mit Koeffizienten nahe 1 folgen.

²⁶In Sowell (1990) wird gezeigt, daß die richtige Spezifikation des (fraktionalen) Integrationsgrades d bei der Schätzung des Autoregressionskoeffizienten von elementarer Bedeutung ist, da sich die asymptotischen Verteilungen dieses Schätzers für $d < 1$, $d = 1$ und $d > 1$ stark unterscheiden.

le Brownsche Bewegungen²⁷ wird in Granger und Joyeux (1980) der Begriff der fraktionalen Differenzenbildung eingeführt. Die zentrale Idee dieses Ansatzes besteht in der Verallgemeinerung des Differenzenoperators $\nabla^d = (1 - L)^d$, $d \in \mathbb{N}$, für beliebige reellwertige d . Dazu wird der Operator in seine Binomialreihe entwickelt:

$$\nabla^d = (1 - L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j L^j,$$

wo

$$\pi_j = \frac{\Gamma(j - d)}{\Gamma(j + 1)\Gamma(-d)} = \prod_{k=1}^j \frac{k - 1 - d}{k} \quad \text{für } j = 0, 1, 2, \dots$$

und $\Gamma(\cdot)$ die Gammafunktion ist. Mit dieser Definition des fraktionalen Differenzenoperators können auch ARIMA(p, d, q)-Prozesse für beliebige reellwertige d definiert werden.²⁸

Für beobachtete Realisierungen von Zeitreihen kann d mit den in Geweke und Porter-Hudak (1983), Brockwell und Davis (1987), S. 471ff, und Diebold und Rudebusch (1989) vorgestellten Methoden geschätzt werden. Da diese Methoden speziell auf den Fall $d \in] - 0.5, 0.5[$ zugeschnitten sind, werden im vorliegenden Fall, wo für die untersuchten Zeitreihen die Hypothese einer Einheitswurzel nicht verworfen werden konnte, die ersten Differenzen der Reihen untersucht, die um ihren Mittelwert bereinigt wurden. Die erhaltenen Schätzer für $\tilde{d} = d - 1$ und die zugehörigen asymptotischen Standardabweichungen sind in Tabelle 4 ausgewiesen.²⁹

Für r_K und r_E liegt die Einheitswurzelhypothese ($\tilde{d} = 0$) im Bereich einer Standardabweichung vom Schätzwert und für r_G nur knapp außerhalb. Dennoch läßt sich eine klare Unterscheidung in der Höhe der Persistenz der Reihen treffen. Während der Kreditzinssatz hochgradige Persistenz aufweist, liegen die Werte für Einlagen- und Geldmarktzins deutlich niedriger. Ein solcher Unterschied wird durch das in Abschnitt 4 eingeführte Modell impliziert.

²⁷Vgl. Mandelbrot und Van Ness (1968) und die dort zitierte Literatur.

²⁸Vgl. Brockwell und Davis, S. 465 und S. 469.

²⁹Es wurde die in Geweke und Porter-Hudak (1983) und Brockwell und Davis (1987), S. 473ff, vorgestellte Regressionsmethode im Frequenzbereich benutzt. Die Anzahl der einzubeziehenden Elemente des Periodogramms wurde mit $T^{0.5}$ angesetzt, was bei den vorliegenden 175 Beobachtungen abgerundet 13 ergab. Für die ausgewiesenen Werte der asymptotischen Standardabweichung wurde das Ergebnis benutzt, daß die Standardabweichung der Residuen der Schätzgleichung asymptotisch durch $\pi^2/6$ gegeben ist.

Tabelle 4: Fraktionale Differenzenordnung

Variable	d	\tilde{d}	$\sigma_{\tilde{d}}$
r_K	0.978	-0.022	0.243
r_E	0.878	-0.122	0.243
r_G	0.685	-0.315	0.243

Da die Theorie der fraktionalen Differenzenbildung und insbesondere die der Schätzung zugehöriger Kointegrationsbeziehungen noch in Entwicklung begriffen ist, soll für den weiteren Fortgang dieser Arbeit davon ausgegangen werden, daß alle untersuchten Zeitreihen $I(1)$ sind.³⁰ Diese These konnte mit dem auf der fraktionalen Differenzenbildung basierenden Test ($\tilde{d} = 0$) ebenfalls nicht verworfen werden.

Nachdem die Stationaritätseigenschaften der Variablen bestimmt wurden, können Kointegrationstests für die einzelnen Variablenpaare durchgeführt werden.³¹ Hierbei geht es darum zu testen, ob bei der Regression einer $I(1)$ Variablen auf eine andere $I(1)$ Variable die entstehenden Residuen $I(0)$ sind. In diesem Falle sind zwar die beiden Zeitreihen nicht stationär, wohl aber eine durch die Regressionsbeziehung beschriebene Linearkombination der Reihen. Der Vektor dieser Linearkombination wird als Kointegrationsvektor bezeichnet.

In Tabelle 5 sind die Ergebnisse der Kointegrationstests für die Variablenpaare (r_K, r_E) mit Residuen ϵ_{KE} , (r_K, r_G) mit Residuen ϵ_{KG} und (r_E, r_G) mit Residuen ϵ_{EG} zusammengefaßt. In den Regressionen für r_K mit r_E bzw. r_G wurde jeweils ein signifikanter quadratischer Trend in der Regression von r_E auf r_G ein signifikanter linearer Trend mitgeschätzt. Es ergaben sich folgende Kointegrationsvektoren: $(1, -0.535)$ für r_K und r_E , $(1, -0.488)$ für r_K und r_G und $(1, -0.940)$ für r_E und r_G . Die Laglänge für die Kointegrationstests wurde wie für die Stationaritätstests bestimmt.

³⁰ Kirchgässner und Wolters (1990) kommen mit herkömmlichen ADF-Tests zu dem Ergebnis, daß die $I(1)$ -Hypothese für den Zinssatz auf Dreimonatsgelder nicht verworfen werden kann. Allerdings muß darauf hingewiesen werden, daß Zinsreihen aufgrund ihrer Beschränkung auf positive Werte theoretisch nicht $I(1)$ sein können. Da sie sich aber für eine endliche Anzahl von Beobachtungen statistisch besser durch $I(1)$ als durch $I(0)$ Prozesse approximieren lassen, wird üblicherweise für die ökonomische Modellierung dieser Reihen ein $I(1)$ Prozeß unterstellt. Vgl. dazu Hall, Anderson und Granger (1992).

³¹ Eine Einführung in die Kointegrationstheorie gibt Hansen (1991).

Tabelle 5: Kointegrationstests

Variable	Lags	CRDW	ADF	Z_α	Z_t
ϵ_{KE}	1	0.165	-3.566	-17.879	-3.032
ϵ_{KG}	1	0.210	-3.276	-20.551	-3.356
ϵ_{EG}	0	1.155 **	-9.319 **	-109.474 **	-8.974 **

** Stationaritätshypothese kann zum 1%-Niveau nicht verworfen werden.

Die Durbin–Watson–Statistik der Kointegrationsregression (CRDW) liefert einen ersten Test auf Stationarität der Residuen. Sind die Residuen nicht stationär, wird CRDW gegen null gehen. Ist CRDW hingegen groß genug, wird die Hypothese, daß keine Kointegrationsbeziehung vorliegt, abgelehnt. Obwohl die in Engle und Granger (1987) ausgewiesenen kritischen Werte für diesen Test von den für die Nullhypothese angenommenen Parametern abhängen, liegen die hier ausgewiesenen Werte so deutlich über bzw. unter dem kritischen Bereich, daß dieser Test einen ersten Hinweis auf mögliche Kointegrationsbeziehungen zu geben vermag.

Die Stationaritätshypothese konnte mit dem ADF–Test nur für die Residuen der Regression von r_E auf r_G nicht verworfen werden. Eine Ausdehnung des Untersuchungszeitraumes auf 1970–1989 führt dazu, daß auch die Hypothese einer Kointegrationsbeziehung zwischen r_K und r_G nicht verworfen werden kann. Möglicherweise ist dies ein Hinweis auf die große Sensitivität der kritischen Werte des ADF–Tests auf die korrekte Spezifikation des Integrationsgrades d .³²

Mit den Z_α - und Z_t -Tests von Phillips und Ouliaris (1990) kann das Bestehen einer Kointegrationsbeziehung zwischen r_E und r_G klar nicht verworfen werden, wohingegen die Hypothese einer solchen Beziehung für die anderen beiden Zinspaare jeweils knapp zum Niveau 10% verworfen werden kann.³³ Die kritischen Werte für den Z_α -Test wurden aus Phillips und

³²Vgl. Sowell (1990).

³³Ähnliche Probleme bei der Anwendung von Kointegrationstests auf Zinssätze für Dreimonatsgelder in verschiedenen Staaten beschreiben Kirchgässner und Wolters (1990), S. 302. Dort werden für den betrachteten Zeitraum zwar Kointegrationsbeziehungen zwischen dem Zins in den USA und dem in verschiedenen europäischen Ländern konstatiert, eine Kointegrationsbeziehung für die Zinsen zwischen den einzelnen europäischen Ländern hingegen wird verworfen. In Kirchgässner und Wolters (1991) wird der Untersuchungszeitraum auf 1980–1988 verkürzt. Dort sind alle Kointegrationsbeziehungen zwischen den Zinssätzen signifikant.

Ouliaris (1990) entnommen.

Aufgrund dieser Resultate erscheint die Spezifikation und Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen für die betrachteten Zinssätze als sinnvoll, um einen genaueren Einblick in das dynamische Anpassungsverhalten zu bekommen. Insbesondere geht es dabei um die Identifikation der Anpassungsgeschwindigkeiten von r_K und r_E an exogene Schocks. Mit dem von Engle und Granger (1987) vorgeschlagenen zweistufigen Schätzverfahren, in dem zunächst die Langfristbeziehung geschätzt und dann deren Residuen in das Fehlerkorrekturmodell eingesetzt wurden, ergaben sich für r_K und r_G folgende Schätzgleichungen:

$$\begin{array}{r} \Delta r_K = 0.149\Delta r_G - 0.076\epsilon_{KG-1} \quad \bar{R}^2 = 0.104, \text{ DW} = 1.235. \\ t \qquad (3.948) \qquad (-2.703) \end{array}$$

Daraus ergibt sich ein mittlerer Anpassungslag von 11.14 Monaten.³⁴ Die entsprechende Schätzgleichung für r_E und r_G lautet

$$\begin{array}{r} \Delta r_E = 0.455\Delta r_G - 0.441\epsilon_{EG-1} \quad \bar{R}^2 = 0.420, \text{ DW} = 1.339, \\ t \qquad (9.949) \qquad (-8.035) \end{array}$$

woraus sich ein mittlerer Anpassungslag von lediglich 1.24 Monaten ergibt. In beiden Modellen ist der Fehlerkorrekturterm signifikant. Die hohe Signifikanz in der Beziehung zwischen r_E und r_G war aufgrund der vorhandenen Kointegrationsbeziehung zu erwarten. Diese Signifikanz läßt die Schlußfolgerung zu, daß die Bankzinssätze r_K und r_E verzögert auf den Geldmarktsatz reagieren. Dabei ist die mittlere Reaktionsverzögerung für den Kreditzinssatz deutlich höher als für den Einlagensatz, was durch den Einfluß von Effekten asymmetrischer Information auf dem Kreditmarkt erklärt werden kann.

Aufgrund der Superkonsistenz des Schätzers für die Langfristbeziehung in der ersten Stufe des Ansatzes von Engle und Granger sind die Ergebnisse der zweistufigen Schätzung asymptotisch konsistent. Das Schätzverfahren ist jedoch nicht asymptotisch optimal, und in Simulationsstudien erwies es sich für endliche Zeitreihen als anderen Verfahren unterlegen.³⁵ Eines dieser Verfahren ist der von Phillips und Loretan (1991) diskutierte einstufige

³⁴Die ausgewiesenen mittleren Anpassungslags ergeben sich, indem der in der laufenden Periode nicht berücksichtigte Anteil eines Schocks in Δr_G , also $1-\gamma$, wo γ der Koeffizient von Δr_G in der Schätzgleichung sei, durch den Koeffizienten der Anpassung an das langfristige Gleichgewicht geteilt wird.

³⁵Vgl. Banarjee, Dolado, Hendry und Smith (1986).

Schätzer, der neben einer größeren Vielfalt der kurzfristigen Dynamik eine Endogenitätskorrektur durch Einbeziehung von leads für die erklärende Variable zuläßt. Darüberhinaus erlaubt dieser Ansatz im Gegensatz zum zweistufigen Schätzverfahren auch die üblichen statistischen Inferenzaussagen über die Koeffizienten der Langfristbeziehung. Die allgemeine Form der vorgeschlagenen Regressionsbeziehung lautet

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{s=1}^{\infty} \lambda_s \{y_{t-s} - \beta x_{t-s}\} + \sum_{s=-\infty}^{\infty} \gamma_s \Delta x_{t-s} + \varepsilon_t.$$

Die Ergebnisse der nichtlinearen Schätzung für die Kointegrationsbeziehung zwischen r_K und r_G sowie zwischen r_E und r_G sind in Tabelle 6 ausgewiesen. Es wurden jeweils nur die zum Niveau 10% signifikanten Lags bzw. Leads einbezogen. Die jeweiligen Lag- bzw. Leadordnungen sind in Klammern hinter den Koeffizienten angegeben. Der Schätzzeitraum ist 1975.02 bis 1989.10. Neben den ausgewiesenen Variablen waren jeweils zwölf Saisondummies in die Regression eingeschlossen, die im Gegensatz zu einem linearen Trendterm signifikant waren. Um die Bedeutung der Endogenitätskorrektur für die Schätzung des Langfristkoeffizienten β aufzuzeigen, sind jeweils die Ergebnisse mit und ohne Einbeziehung von Leads ausgewiesen. Insbesondere für die Bestimmungsgleichung des Einlagenzinses ergibt sich eine deutliche Veränderung. Neben dem korrigierten R^2 der Schätzgleichungen sind die Standardfehler der Schätzung und die Ljung-Box Q-Statistik für die Laglängen 12, 24 und 36 ausgewiesen.

Auch mit diesem aufwendigeren Verfahren erhält man einen empirischen Beleg für eine Langfristbeziehungen zwischen den Zinssätzen r_K und r_G bzw. r_E und r_G , deren Koeffizient für r_K signifikant kleiner als eins ist, während er für den Einlagenzins nur knapp unter eins liegt. Die kurzfristige Dynamik deutet in diesen Modellen auf eine schnellere Anpassung des Einlagenzinses hin. Dies steht nicht im Widerspruch zur Hypothese, daß sich die Kreditzinssätze langsamer an eine Änderung der Geldmarktsätze anpassen als die Einlagensätze. Darüberhinaus deutet der von eins verschiedene Langfristkoeffizient für den Kreditzinssatz auf eine lediglich partielle Anpassung hin.

Insgesamt kann mit den Ergebnissen der ökonometrischen Untersuchung weder die Hypothese einer langfristigen Abhängigkeit zwischen den Zinssätzen noch die einer verzögerten Anpassung an dieses langfristige Gleichgewicht verworfen werden. Das in Abschnitt 4 dargestellte kombinierte Modell kann also durch die Daten nicht abgelehnt werden. Auch Preise auf dem Kreditmarkt reagieren träge, Kreditrationierung kann nicht ausgeschlossen werden.

Tabelle 6: Fehlerkorrekturmodelle für τ_K und τ_E

	ohne Leads		mit Leads		ohne Leads		mit Leads	
	τ_K		τ_K		τ_E		τ_E	
β	0.494		0.724		0.929		0.957	
	(5.293)		(3.294)		(10.333)		(27.966)	
λ_1	0.393		0.411		-0.190		-0.227	
	(4.879)		(5.316)		(-3.625)		(-4.512)	
λ_2	-0.631		-0.713					
	(-5.361)		(-5.720)					
λ_3	0.163		0.261					
	(2.370)		(3.391)					
$\gamma_{(x)}$	0.146	(0)	0.099	(0)	0.407	(0)	0.412	(0)
	(3.125)		(2.702)		(10.276)		(9.664)	
	0.212	(1)	0.321	(1)	0.292	(1)	0.254	(1)
	(3.366)		(2.775)		(6.004)		(4.837)	
	-0.108	(8)	-0.218	(2)			0.144	(-1)
	(-2.780)		(2.448)				(3.714)	
			0.169	(-1)			0.115	(-2)
			(4.844)				(3.008)	
			0.072	(-2)				
			(2.088)					
			0.104	(-12)				
			(2.391)					
R^2	0.312		0.377		0.551		0.600	
SEE	0.222		0.209		0.251		0.237	
Q(12)	9.98		14.23		8.98		8.65	
Q(24)	21.56		29.61		13.03		12.95	
Q(36)	39.05		42.51		16.51		19.84	

t-Werte in Klammern

SEE: Standard Error of Estimation

7 Schlußbemerkungen und Ausblick

Ziel dieser Arbeit war es, durch eine einfache Erweiterung des statischen Stiglitz-Weiss-Modells eine testbare dynamische Version für den Kreditmarkt der Bundesrepublik Deutschland zu entwickeln. Die empirische Überprüfung dieser dynamischen Variante sollte Aussagen über den möglichen Einfluß asymmetrischer Information auf den Kreditmarkt und dadurch hervorgerufene Kreditrationierung ermöglichen.

Dazu wurde das Stiglitz-Weiss-Modell um eine dynamische Anpassung an den Geldmarktzinssatz erweitert. Ein langfristiger Zusammenhang zwischen den Bankzinssätzen auf der einen Seite und dem Geldmarktsatz auf der anderen Seite kann nicht verworfen werden. Die auf dieser Grundlage geschätzten Fehlerkorrekturmodelle für Kredit- und Einlagenzinssatz ergaben, daß sich Einlagenzinssätze schneller an Veränderungen des Geldmarktsatzes anpassen als Kreditzinsen. Diese unterschiedlichen Anpassungsgeschwindigkeiten werden im erweiterten Stiglitz-Weiss-Modell dadurch erklärt, daß neben allgemeinen Anpassungskosten („menu costs“), die für Einlagen- und Kreditzinssätze anfallen, für letztere noch die Kosten aufgrund adverser Selektion hinzukommen.

Die beobachtete dynamische Anpassung von Zinssätzen steht also zumindest nicht im Widerspruch zu einem aufgrund asymmetrischer Information teilweise rationierten Kreditmarkt. Dieses Ergebnis liefert einen Ansatz zur Erklärung für den bei Stock und Watson (1989) und Bernanke (1990) beobachteten hohen Erklärungsgehalt von Zinssätzen und Zinsspannen für realwirtschaftliche Indikatoren. In einer weiteren Arbeit soll deshalb eine makroökonomische Modellierung des Kreditmarktes mit Rationierung entwickelt werden, aus dem dann Schlußfolgerungen über den Einfluß von Geldpolitik auf realwirtschaftliche Größen gezogen werden können.

Literatur

- [1] G. A. Akerlof. *The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism*. Quarterly Journal of Economics 84 (1973), 488-500
- [2] E. Baltensperger und T. M. Devinney. *Credit Rationing Theory: A Survey and Synthesis*. Diskussionsbeiträge Nr. 33, Hochschule St. Gallen, St. Gallen 1984

- [3] A. Banarjee, J. J. Dolado, D. F. Hendry und G. W. Smith. *Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, Nr. 3 (1986), 253-277
- [4] B. S. Bernanke. *On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads*. New England Economic Review Nov/Dez (1990), 51-68
- [5] O. J. Blanchard und S. Fischer. *Lectures on Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, MA, und London 1989
- [6] P. S. Brockwell und R. A. Davis. *Time Series: Theory and Methods*. Springer-Verlag, New York 1987
- [7] F. X. Diebold und G. D. Rudebusch. *Long Memory and Persistence in Aggregate Output*. Journal of Monetary Economics 24 (1989), 189-209
- [8] R. F. Engle und C. W. J. Granger. *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. Econometrica 55 (1987), 251-276
- [9] J. Fried und P. Howitt. *Credit Rationing and Implicit Contract Theory*. Journal of Money, Credit, and Banking 12 (1980), 471-489
- [10] W. A. Fuller. *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley & Sons, New York 1976
- [11] M. Gertler. *Financial Capacity and Output Fluctuations in an Economy with Multi-Period Financial Relationships*. Review of Economic Studies 59 (1992), 455-472
- [12] J. Geweke und S. Porter-Hudak. *The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models*. Journal of Time Series Analysis 4,4 (1983), 231-238
- [13] C. W. J. Granger. *Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models*. Journal of Econometrics 14 (1980), 227-238
- [14] C. W. J. Granger und R. Joyeux. *An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing*. Journal of Time Series Analysis 1,1 (1980), 15-29

- [15] A. D. Hall, H. M. Anderson und C. W. J. Granger. *A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields*. The Review of Economics and Statistics 74,1 (1992), 116-126
- [16] G. Hansen. *Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Ökonometrie*. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 111 (1991), 337-399
- [17] D. F. Hendry. *Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 49 (1986), 201-212
- [18] D. M. Jaffee. *Credit Rationing and the Commercial Loan Markets*. John Wiley & Sons, New York 1971
- [19] D. M. Jaffee und J. Stiglitz. *Credit Rationing*. in: B. M. Friedman und F. H. Hahn (Hrsg.). *Handbook of Monetary Economics Vol. II*. Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam 1990, 837-888
- [20] W. R. Keeton. *Equilibrium Credit Rationing*. Garland Publishing, New York & London, 1979
- [21] G. Kirchgässner und J. Wolters. *Uncovered Interest Parity, Interest Rate Linkage or Independence?* Jahrbuch für Sozialwissenschaft 41 (1990), 289-311
- [22] G. Kirchgässner und J. Wolters. *Does the DM dominate the Euro Market*. Beiträge des Fachbereiches Wirtschaftswissenschaften der Universität Osnabrück, Nr. 9116, Osnabrück 1991
- [23] MacKinnon. *Critical Values for Cointegration Tests*. Working Paper, University of California, San Diego 1990
- [24] B. B. Mandelbrot und J. W. Van Ness. *Fractional Brownian Motions, Fractional Noises and Applications*. SIAM Review 10,4 (1968), 422-437
- [25] S. Nickell. *Error Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 47,2 (1985), 119-129
- [26] H. Osano und Y. Tsutsui. *Implicit Contracts in the Japanese Bank Loan Market*. Journal of Financial and Quantitative Analysis 20 (1985), 211-229

- [27] H. Penzkofer, H. Schmalholz und L. Scholz. *Innovation, Wachstum und Beschäftigung*. Walter de Gruyter, Berlin/New York 1989
- [28] P. C. B. Phillips und M. Loretan. *Estimating Long-run Economic Equilibria*. Review of Economic Studies 58 (1991), 407-436
- [29] P. C. B. Phillips und S. Ouliaris. *Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration*. Econometrica 58,1 (1990), 165-193
- [30] P. C. B. Phillips und P. Perron. *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*. Biometrika 75,2 (1988), 335-346
- [31] M. Rothschild und J. E. Stiglitz. *Increasing Risk: I. A Definition*. Journal of Economic Theory 2 (1970), 225-243
- [32] G. W. Schwert. *Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation*. Journal of Business and Economic Statistics 7,2 (1989), 147-159
- [33] B. Scholnick. *Testing a Disequilibrium Model of Lending Rate Determination: The Case of Malaysia*. IMF Working Paper WP/91/84, International Monetary Fund, 1991
- [34] F. Sowell. *The Fractional Unit Root Distribution*. Econometrica 58, 2 (1990), 495-505
- [35] J. E. Stiglitz und A. Weiss. *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*. Bell Laboratories Technical Memorandum 79-1283-5, 1979
- [36] J. E. Stiglitz und A. Weiss. *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*. American Economic Review 71 (1981), 393-410
- [37] J. E. Stiglitz und A. Weiss. *Incentive Effects of Terminations: Applications to the Credit and Labor Markets*. American Economic Review 73 (1983), 912-917
- [38] J. Stock und M. Watson. *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*. in: O. J. Blanchard und S. Fischer (Hrsg.). *NBER Macroeconomics Annual 1989*. M.I.T. Press, Cambridge, Mass. 1989
- [39] D. Villanueva und A. Mirakhor. *Strategies for Financial Reforms: Interest Rate Policies, Stabilization, and Bank Supervision in Developing Countries*. IMF Staff Papers 37, Nr. 3 (1990)

- [40] S. D. Williamson. *Costly Monitoring, Financial Intermediation, and Equilibrium Credit Rationing*. Journal of Monetary Economics 18 (1986), 159-179
- [41] S. D. Williamson. *Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing*. Quarterly Journal of Economics 102 (1987), 135-145
- [42] P. Winker. *Firmenalter und Kreditrationierung*. Diskussionsbeiträge des SFB 178 Nr. 206, Universität Konstanz 1993a
- [43] P. Winker. *Kreditrationierung in der Bundesrepublik Deutschland: Zinssätze auf gewerbliche Kredite*. Manuskript, Konstanz 1993b
- [44] A. Zimmermann-Trapp. *Die Portfolioentscheidung der Geschäftsbanken und der Bausparkassen und Versicherungen sowie die Zinsstrukturgleichungen*. in: H: König (Hrsg.). *Möglichkeiten und Probleme der Rezessionsbekämpfung*. Campus, Frankfurt a. M. 1988, S. 233-266