Schriften des Vereins für Socialpolitik

Band 264

Transmissionsmechanismen der Geldpolitik

Von

Peter Bofinger, Volker Clausen, Dietrich Domanski,
Sylvia Kaufmann, Manfred Kremer, Barbara Lüscher,
Julian Reischle, Andrea Schächter, Georg Winckler

Herausgegeben von

Ernst Baltensperger

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schriften des Vereins für Socialpolitik

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

Neue Folge Band 264

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

SCHRIFTEN DES VEREINS FÜR SOCIALPOLITIK
Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
Neue Folge Band 264

Transmissionsmechanismen der Geldpolitik

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Transmissionsmechanismen der Geldpolitik

Von

Peter Bofinger, Volker Clausen, Dietrich Domanski,
Sylvia Kaufmann, Manfred Kremer, Barbara Lüscher,
Julian Reischle, Andrea Schächter, Georg Winckler

Herausgegeben von

Ernst Baltensperger

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Transmissionsmechanismen der Geldpolitik / von Peter Bofinger ... Hrsg. von Ernst Baltensperger. – Berlin : Duncker und Humblot, 1999
(Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften ; N.F., Bd. 264)
ISBN 3-428-09733-5

Alle Rechte, auch die des auszugsweisen Nachdrucks, der fotomechanischen Wiedergabe und der Übersetzung, für sämtliche Beiträge vorbehalten
© 1999 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fremddatenübernahme und Druck:
Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0505-2777
ISBN 3-428-09733-5

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ♾

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Vorwort

Thema der 29. Sitzung des Ausschusses für Geldtheorie und Geldpolitik des Vereins für Socialpolitik war der Transmissionsmechanismus in der Geldpolitik. Im Zentrum stand somit die Frage, wie sich geldpolitische Maßnahmen der Notenbanken auf gesamtwirtschaftliche Größen übertragen. Im vorliegenden Band werden die an der Tagung vom 28. und 29. Februar 1998 gehaltenen Vorträge veröffentlicht.

Der Beitrag von Georg Winckler und Sylvia Kaufmann untersucht den Transmissionsprozeß in kleinen, offenen Volkswirtschaften, indem der Zusammenhang zwischen geldpolitischen und gesamtwirtschaftlichen Variablen mittels vektorautoregressiven Modellen geschätzt wird. Als Beispiele werden Österreich und die Schweiz herangezogen. Im Falle Österreichs wird die Geldpolitik durch deutsche Variablen erfaßt, da die österreichische Geldpolitik seit Beginn der achtziger Jahren auf die Stabilisierung des Wechselkurses Schilling – DEM ausgerichtet ist und somit die geldpolitischen Maßnahmen der deutschen Bundesbank übernimmt. Die Resultate bestätigen die Erwartungen, daß die österreichische Industrieproduktion und das Preisniveau ab 1982 verzögert auf Änderungen im deutschen Lombardsatz und im deutschen Taggeldsatz reagieren. In der Schweiz, deren Nationalbank sich zur Erreichung der Preisstabilität an der inländischen Geldmenge orientiert, werden makroökonomische Größen gemäß den erhaltenen Resultaten durch inländische geldpolitische Variablen beeinflußt. Die widersprüchliche Reaktion der Inflation auf Zinssatzänderungen gegen Ende der achtziger Jahre könnte mit der vorübergehenden Wechselkursorientierung der Geldpolitik oder mit Änderungen im institutionellen Umfeld begründet werden.

Der Beitrag von Peter Bofinger, Julian Reischle und Andrea Schächter befaßt sich mit dem Geldangebotsprozeß und analysiert dabei insbesondere den sogenannten Kreditansatz. Während die Zentralbank in bisherigen Modellen der „Credit View“ das Bankensystem vor allem über die Reservepolitik beeinflußt, betont der im Artikel vorgestellte preistheoretische Ansatz zum Geldangebotsprozeß die Kontrolle über einen von der Zentralbank manipulierten Kurzfristzinssatz. Das Modell versucht somit der gängigen Praxis der Notenbanken gerecht zu werden, welche heute fast ausnahmslos auf diese Weise operieren. Anhand des Modells läßt sich auch eine „Poole-Analyse“ durchführen. Je nach Art der vorherrschenden Schocks und der angestrebten Zwischenziele ist die Verwendung der monetären Basis oder eines Zinssatzes als geldpolitischer Instrumentvariable vorzuziehen. Der Ansatz, der von einer geschlossenen Ökonomie ausgeht und sämtliche Außeneinflüsse auf das Geldangebot vernachlässigt, eignet sich insbesondere zur Be-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

schreibung des Geldangebotsprozesses von großen Notenbanken wie der Europäischen Zentralbank.

Mit der Nachfrage nach Geld setzt sich hingegen der Beitrag von Volker Clausen auseinander. Davon ausgehend, daß für die geldpolitische Strategie der Europäischen Zentralbank entweder eine Geldmengensteuerung oder eine direkte Inflationssteuerung in Frage kommen, werden die Eigenschaften diskutiert, welche eine Geldnachfrage in einem Regime der Geldmengensteuerung aufweisen sollte. Im empirischen Teil der Arbeit werden die Geldnachfragen sowohl für einzelne Mitgliedsländer der Europäischen Währungsunion als auch auf aggregierter Ebene geschätzt und auf ihre Stabilitätseigenschaften überprüft. Die europäische Geldnachfrage nach den Aggregaten M1 und M3 erweist sich im Vergleich zu nationalen Schätzungen als relativ stabil. Eine weitere Voraussetzung für die Geldmengensteuerung ist jedoch die Kontrollierbarkeit der Geldmenge. Es erscheint fraglich, ob das breite Geldmengenaggregat M3 über die Zinssteuerung hinreichend kontrollierbar ist. Zudem dürften die Resultate die zukünftige Stabilität der europäischen Geldnachfrage überschätzen, da länderspezifische Störungen nach dem Übergang zur Einheitswährung stärker miteinander korrelieren werden.

Die Frage, ob die Phillipskurve in der Schweiz linear oder konvex ist, steht im Zentrum des Beitrags von Barbara Lüscher. Während die Phillipskurve, die den kurzfristigen Zusammenhang zwischen Inflation und Output ausdrückt, in den Lehrbüchern oft als konvexe Kurve dargestellt wird, wird sie in der empirischen Praxis meist als lineare Beziehung geschätzt. Die in der vorliegenden Arbeit für die Schweiz präsentierte Evidenz stützt die These einer nichtlinearen Philippskurve. Unter einer solchen asymmetrischen Beziehung wirken sich positive Nachfrageschocks stärker auf die Inflation aus als negative, so daß der durchschnittliche Output unter den Potentialoutput fällt. Modellsimulationen für die Schweiz zeigen denn auch, daß ein positiver Nachfrageschock zu deutlichen permanenten Outputverlusten führen kann. Für die Geldpolitik eröffnet dies die Möglichkeit, realwirtschaftliche Einflüsse auszuüben. Eine Politik, welche die Varianz des Outputs um seinen Trend reduziert, erhöht das Durchschnittsniveau des Outputs. Da eine vorwärtsschauende und glaubwürdige Geldpolitik gemäß Modellsimulationen die Outputschwankungen reduziert, sind ihre Vorteile bei einer konvexen Phillipskurve besonders groß.

Dietrich Domanski und Manfred Kremer schließlich gehen in ihrem Beitrag auf die Rolle der Aktienpreise für die deutsche Geldpolitik ein. Grundsätzlich sind Vermögenspreise aus zwei Gründen von geldpolitischem Interesse. Einerseits sind sie Teil des Transmissionsprozesses, da sich durch die Geldpolitik ausgelöste Änderungen von Vermögenspreisen über Substitutions-, Einkommens- und Vermögenseffekte auf gesamtwirtschaftliche Größen auswirken können. Andererseits spielen sie eine wichtige Rolle als Informationsträger, enthalten sie doch die Erwartungen der Marktteilnehmer über künftige wirtschaftliche Größen. Die Erwartungsbildung bezüglich der Inflation und der kurzfristigen Zinssätze wird wieder-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

um durch die Geldpolitik beeinflußt. Ausgehend von einem Dividend Discount Modell wird daher in diesem Beitrag der Preisbildungsprozeß am deutschen Aktienmarkt analysiert. Die empirischen Resultate weisen auf einen effizienten Markt hin und lassen sich dahin interpretieren, daß die Geldpolitik in Deutschland den Marktteilnehmern eine gute Orientierung ermöglicht und die Erwartungsbildung erleichtert hat.

Ernst Baltensperger

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Inhaltsverzeichnis

Der Transmissionsprozeß in kleinen, offenen Volkswirtschaften (Österreich, Schweiz)

Von *Sylvia Kaufmann* und *Georg Winckler,* Wien 11

The Money Supply Process: A Model for a Large Economy

By *Peter Bofinger, Julian Reischle* and *Andrea Schächter,* Würzburg 29

Geldnachfrage und Geldpolitik in Europa

Von *Volker Clausen,* Kiel 55

Asymmetrie im Output-Inflations-Zusammenhang: Schätzergebnisse und Implikationen

Von *Barbara Lüscher,* Zürich 93

What is behind Equity Price Movements in Germany? An Application of the Dividend Discounting Model and its Monetary Policy Implications

By *Dietrich Domanski* and *Manfred Kremer,* Frankfurt / Main 111

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der Transmissionsprozeß in kleinen, offenen Volkswirtschaften (Österreich, Schweiz)[1]

Von *Sylvia Kaufmann* und *Georg Winckler,* Wien

A. Theoretische Aspekte

Die Frage, wie geldpolitische Maßnahmen auf die Endziele der Wirtschaftspolitik, z. B. auf Preisniveaustabilität oder Vollbeschäftigung wirken, wie also geldpolitische Impulse auf gesamtwirtschaftliche Größen transmittiert werden, wird schon seit langem in der Ökonomie diskutiert. In der unmittelbaren Nachkriegszeit standen vor allem die keynesianischen Erklärungsansätze (IS-LM Modell) den monetaristischen Hypothesen des Transmissionsprozesses gegenüber.

In den siebziger und achtziger Jahren verlor diese Debatte um die „richtige" Struktur des Transmissionsprozesses an Schärfe. Zum einen betonten die auf rationale Erwartungen basierenden Modelle, Vorläufer der Real Business Cycle Modelle, daß die negativen Rückkopplungseffekte, welche die zunächst positiven Effekte einer Geldmengenerhöhung dämpfen, sofort in vollem Umfang eintreten würden. Die Annahmen der Rationalität der Erwartungsbildung und des Fehlens von Geldillusion machen die Frage nach der Struktur der Transmission geldpolitischer Maßnahmen irrelevant. Allenfalls bleibt das Problem der Transmission *unerwarteter* geldpolitischer Maßnahmen. Zum anderen kamen mit dem Problem der dynamischen (In-)Konsistenz der Geldpolitik, vgl. die Arbeiten von *Kydland-Prescott* und *Barro-Gordon,* neue Fragestellungen für die Theorie der Geldpolitik auf. In den daraufhin entwickelten, meist spieltheoretisch orientierten Modellen wurde die Frage nach der Transmission geldpolitischer Maßnahmen nicht mehr behandelt. Sie wurde durch die Annahme ausgeschaltet, daß die Endziele der Wirtschaftspolitik (z. B. Inflationsrate) *perfekt* durch die Geldpolitik *kontrollierbar* wären, siehe z. B. *Cukierman* 1992. An dieser perfekten Kontrollierbarkeit wurde nicht gezweifelt. Analysiert wurde nur die Frage, ob und inwieweit die von der Geldpolitik realisierten Niveaus der Endziele auch gesamtwirtschaftlich optimal wären (z. B. Existenz pareto-inferiorer Nash-Gleichgewichte).

---

[1] Für wertvolle Hinweise danken wir den Teilnehmenden der Sitzung vom Ausschuß für Geldtheorie und Geldpolitik im Verein für Socialpolitik.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Debatte um die Struktur des Transmissionsmechanismus belebte sich jedoch wieder in den letzten Jahren. Ausgangspunkt waren die Arbeiten von *Bernanke/Blinder* (1992), *Kashyap/Stein/Wilcox* (1993) und *Bernanke/Gertler* (1995). Diese Arbeiten entwickelten gegenüber den konventionellen Untersuchungen keynesianischer oder monetaristischer Provenienz einen bank-orientierten Ansatz. Ging es in den konventionellen Untersuchungen im wesentlichen um zwei Finanzinstrumente, Geld und Anleihen, deren relativer Preis zueinander, nämlich der nominelle Zinssatz, durch Maßnahmen der Geldpolitik verändert wurde (und über den dann Endziele beeinflußt wurden), so fand nunmehr der Einfluß der Bankaktivitäten auf die Struktur des Transmissionsprozesses das wissenschaftliche Interesse.

Nach diesen Arbeiten gelten die Banken als erster Adressat der Geldpolitik. Die Frage lautet sodann, ob der Transmissionsmechanismus über deren Aktiva *oder* Passiva wirkt. Wirkt der Transmissionsmechanismus über die Bankaktiva, also vor allem über die Gewährung von Bankkrediten, so verliert die Frage, was letztlich Geld ist, an Bedeutung. In der Tat finden *Bernanke/Blinder* (1992) eine starke Korrelation zwischen Bankkrediten einerseits und makroökonomischen Variablen (Arbeitslosenrate, BIP etc.) andererseits. *Kashyap/Stein/Wilcox* (1993) kritisieren an diesem Ansatz, daß solche Korrelationen vorhanden sein können, auch wenn der „bank lending channel" nicht wirksam wird. Hohe Korrelationen könnten auch dann entstehen, wenn es Änderungen in der Kreditnachfrage und nicht im Kreditangebot gibt. Um die Rolle der Kreditnachfrage vom Kreditangebot zu trennen, beziehen *Kashyap/Stein/Wilcox* (1993) auch Kreditsurrogate (etwa Commercial Papers) in ihre Analyse ein.

Neben der Frage nach der Struktur des Transmissionsprozesses, insbesondere der Rolle der Banken innerhalb dieses Prozesses tauchte auch das Problem auf, welche geldpolitischen Maßnahmen den *Kurs* einer Notenbank als Trägerin der Geldpolitik wiedergeben. Dieses Problem des „measuring monetary policy", siehe *Bernanke/Mihov* (1995), führte etwa in einer Analyse der Politik der Deutschen Bundesbank, vgl. *Bernanke/Mihov* (1997), zu dem überraschenden Ergebnis, daß der Lombardsatz und allenfalls der Geldmarktsatz gute Politikindikatoren sind, die deutsche Geldpolitik aber kaum auf Änderungen im prognostizierten Geldmengenwachstum reagiert.

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit dem Transmissionsmechanismus in kleinen, offenen Volkswirtschaften. Als Beispiele hierfür werden Österreich und die Schweiz herangezogen. Neben der Frage, welche Rolle die Banken in der Transmission geldpolitischer Impulse spielen, ist für beide Länder, wenngleich unterschiedlich, der Einfluß der *Geldpolitik* des großen Nachbarn Deutschland von erheblicher Bedeutung, zu dessen Finanzmärkten überdies ein *liberalisierter Kapitalverkehr* besteht. Die Arbeit gliedert sich in folgende Abschnitte: Im Abschnitt B erfolgt eine Kurzbeschreibung des geldpolitischen Kurses in Österreich sowie in der Schweiz, an die sich eine Zusammenfassung der zu erwartenden Resultate an-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

schließt. Im Abschnitt C wird die ökonometrische Methode kurz vorgestellt. Die Ergebnisse der Anwendung dieser Methode auf österreichische und schweizerische Daten werden im Abschnitt D diskutiert.

B. Die Geldpolitik in Österreich und der Schweiz

I. Österreich

Die Geldpolitik Österreichs verfolgte in den siebziger Jahren meist nur eine Glättung der Entwicklung nomineller Größen, insbesondere der Wechselkurse, der nominellen Zinssätze oder der Kreditausweitung. Über diese Zwischenziele hoffte die Oesterreichische Nationalbank (OeNB) ihr gesetzlich postuliertes Ziel, nämlich die Stabilität des Binnen- und Außenwertes des Schilling, realisieren zu können.

1979 setzte eine Neuorientierung der Geldpolitik ein. Von September 1979 bis Ende 1981 erfolgte sogar eine 3 - 4% Aufwertung des Schilling (ATS) gegenüber der DEM, um die Härte der neuen Politik zu signalisieren („Hartwährungspolitik"), vgl. *Hochreiter/Winckler* (1995). Seit 1981 ist der Wechselkurs Schilling/DEM praktisch konstant. Der Devisen-Mittelkurs pendelt seither zwischen 7,01 ATS und 7,04 ATS pro DEM.

Das neue wechselkurspolitische Regime der OeNB brachte gleichzeitig eine umfassende geldpolitische Neuorientierung. Sie bestand *erstens* in der Aufgabe der aktiven Nominalzinspolitik. Mittels Offenmarktgeschäften und der Diskont- wie Lombardpolitik werden seither die Zinssätze auf dem Geldmarkt so beeinflußt, daß im kurzfristigen Kapitalverkehr mit dem Ausland jene Zu- oder Abflüsse zustande kommen, die – neben dem Einsatz der Währungsreserven der OeNB am Devisenmarkt – der Stabilisierung des Wechselkurses Schilling – DEM dienen. In der Praxis bedeutet dies, daß die österreichischen Geldmarktsätze in Sonderfällen bis zu einigen Prozentpunkten über den deutschen gehalten wurden. Im Normalfall tendiert diese Differenz seit 1990, seit dem damaligen Anstieg der kurzfristigen Zinssätze in Deutschland, allerdings gegen null. Offenbar brachten die Risiken der deutsch-deutschen Währungsunion einen (relativen) Reputationsgewinn für die österreichische Geldpolitik und damit ein Verschwinden der Risikoprämie des Schilling.

Zweitens wurde die Steuerung des Kreditwachstums der Banken Anfang der 80er Jahre eingestellt (Auslaufen der diversen „Limes"-Regelungen), obwohl im § 22 Kreditwesengesetz 1979 diese Steuerung noch eigens gesetzlich normiert wurde. In der Novelle 1986 des Kreditwesengesetzes wurde der § 22 schließlich gestrichen.

Schließlich verhält sich *drittens* die OeNB hinsichtlich der Geldmengenentwicklung passiv: Das Geldangebot paßt sich der Geldnachfrage an. *Handler* (1989)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fand allerdings für die achtziger Jahre, daß sich die Inlandskomponente der Geldbasis häufig gegenläufig zur Auslandskomponente verhielt (Sterilisierungshypothese). Zumindest kurzfristig kontrollierte damals die OeNB das Zentralbankgeldangebot. Die Evidenz der Sterilisierungshypothese nimmt jedoch in den achtziger Jahren ab, was Handler auf die steigende Kapitalmobilität zurückführte. Die vollständige Liberalisierung des Kapitalverkehrs Österreichs, 1989 - 91 in mehreren Etappen verwirklicht, hat diese Entwicklung noch verstärkt.

Diese Liberalisierung des Kapitalverkehrs verbunden mit dem relativen Reputationsgewinn der österreichischen Hartwährungspolitik um 1990 (und damit mit einer seit damals bestehenden weitgehenden deutsch-österreichischen Zinsparität), lassen den österreichischen Währungsraum de facto als Teil des DEM-Währungsgebietes erscheinen. Einerseits gibt es weder einen spezifisch österreichischen Kreditkanal mehr, noch kontrolliert die OeNB die Schilling-Geldbasis. Vielmehr dominieren die Portefeuillestrategien der Banken, welche Liquidität aus dem Ausland holen oder ins Ausland abfließen lassen, wenn Entwicklungen des Inlandsmarktes dies lohnend macht. Andererseits gilt, daß sich die österreichische Geldpolitik am Inflationsziel der Deutschen Bundesbank („inflation targeting" der Bundesbank im Sinne von *Bernanke / Mihov* 1997) orientiert und deren geldpolitischen Maßnahmen nahezu 1:1 übernimmt.

II. Schweiz

Preisstabilität ist das Endziel, das die Schweizerische Nationalbank (SNB) mit ihrer Geldpolitik erreichen möchte.[2] Nach dem Zusammenbruch des Bretton Woods Systems entschied sich die SNB, das Geldmengenwachstum als Anker für ihre Geldpolitik zu benützen.

Bis Ende der siebziger Jahre wurde die Geldmenge M1 als relevante Größe festgelegt. Danach substituierte die SNB die Geldmenge M0, oder Basisgeldmenge, für die Geldmenge M1. Insgesamt gelang es der SNB, die Inflationsraten auf moderate Niveaus zu bringen. Es war ihr jedoch nicht möglich, die erreichte Preisstabilität jeweils über eine längere Zeit beizubehalten. Unerwartete Entwicklungen im Wechselkurs SFR / DEM, der für die kleine offene Schweizer Volkswirtschaft von Bedeutung ist, oder Änderungen im monetären Umfeld zwangen die SNB immer wieder von ihrem Geldmengenziel abzuweichen.

In der Zeit von 1975 bis 1994 kamen drei solche Situationen auf. Ende der siebziger Jahre, die Eindämmung der Inflation war durch die Aufwertung des Schweizer Frankens erleichtert worden, wich die SNB aufgrund der anhaltenden Aufwertung des Schweizer Frankens von ihrem Geldmengenziel ab. Ebenso ließ sich eine weitere Aufwertungsperiode im Jahre 1987 nicht über fundamentale Größen erklä-

[2] Eine eingehendere Beschreibung der schweizerischen Geldpolitik ist in *Georg Rich* (1997) zu finden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ren. Zudem erschwerte die Einführung des Swiss Interbank Clearing (SIC) in der darauffolgenden Zeit eine Beurteilung der Entwicklung der Liquiditätsnachfrage der Banken. Infolgedessen verfehlte Ende der achtziger Jahre die SNB wiederholt ihre gesetzten Gelmengenziele, und danach wurden wieder steigende Inflationsraten beobachtet. Anfangs neunziger Jahre entspannte sich die Situation für die SNB immer noch nicht, da im Zuge der deutschen Wiedervereinigung der Schweizer Franken Schwäche zu verzeichnen hatte. Neuerlich wich die SNB von ihrem Ziel ab, um dieser Tendenz entgegenzuwirken.

Die Glaubwürdigkeit der schweizerischen Geldpolitik hat trotz der wiederkehrenden Perioden, in denen die SNB von ihrem gesetzten Ziel abwich, nicht gelitten. Damit jedoch solche notwendige, kurzfristige Abweichungen vom geldpolitischen Kurs sich nicht unmittelbar auf das deklarierte Ziel auswirken, legt die SNB seit Anfang der neunziger Jahre ein mittelfristiges (konkret ein fünfjähriges) Basisgeldmengenziel fest.

III. Erwartete Untersuchungsergebnisse

Gegeben die Hartwährungspolitik erwarten wir für Österreich, daß sich ab 1982 Bewegungen in deutschen geldpolitischen Variablen auf österreichische gesamtökonomische Variablen auswirken. Es verbleibt festzulegen, über welche Variable die deutsche Geldpolitik offenbart wird. Nach einer Untersuchung von *Bernanke* und *Mihov* (1997) ergibt sich für die Periode vor 1990, daß sich die Richtung der Geldpolitik im Lombardzinssatz widerspiegelt. Nachdem die deutsche Wiedervereinigung sich gefestigt und die Absicht Deutschlands, die Einführung der Währungsunion nicht zu verzögern, sich verstärkt hat, erwarten wir, daß der geldpolitische Transmissionsmechanismus über den Lombardzinssatz für die Periode nach 1990 in den österreichischen Daten, wenn nicht deutlicher, so doch zumindest mit weniger Unsicherheit zum Vorschein kommt. Als Vergleich präsentieren wir Ergebnisse einer Untersuchung, in der der deutsche Taggeldsatz als relevante Größe verwendet wird.

Gegeben das Geldmengenziel der Schweizerischen Nationalbank, erwarten wir, daß sich die relevante Geldpolitik für die Schweiz in inländischen Variablen widerspiegelt. Analog zu Österreich verwenden wir in der Untersuchung den Diskontsatz und den Taggeldsatz als relevante Variablen. Der Transmissionsmechanismus sollte wiederum nach der turbulenten Periode Ende der achtziger Jahre (Wechselkursentwicklung des Schweizer Frankens und Einführung des SIC) in den neunziger Jahren deutlicher zum Vorschein kommen. Zudem erwarten wir, daß über die gleiche Variable, mit der die relevanten gesamtökonomischen Variablen beeinflußt werden sollen, auch der Wechselkurs SFR / DEM beeinflußt wird.

Die postulierten Aussagen sollen anhand einer einfachen Untersuchung im Sinne von *Bernanke* und *Blinder* (1992) überprüft werden, deren Methode im

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nächsten Abschnitt kurz beschrieben wird. Da für beide Länder der Wechselkurs der inländischen Währung gegenüber der deutschen Mark eine relevante Größe ist, kann eine Analyse zur Bestimmung der Geldpolitik auch im Sinne von *Smets* (1997) durchgeführt werden. Seine Methode würde es ermöglichen, mithilfe einer strukturellen Vektorautoregression (VAR) den geldpolitischen Kurs in einer Periode zu bestimmen, der sich aus einem Mix von Zinsziel und Wechselkursziel zusammensetzen kann. Für die gewählte Untersuchungsperiode (1982 - 1995 bzw. 1996) würde das Resultat für Österreich jedoch vorweggenommen, denn ab 1981 verfolgte die OeNB explizit ihre Hartwährungspolitik, d. h. die Aufmerksamkeit der Geldpolitik ist allein auf die Stabilisierung des Wechselkurses gerichtet. Für die Schweiz ließe sich allerdings die Untersuchung durchführen, um die Perioden zu bestimmen, in denen die SNB ihr Geldmengenziel zugunsten eines kurzfristigen Wechselkurszieles aufgab. Der Nachteil der Methode von *Smets* (1997) besteht allerdings darin, daß sich die Perioden, in denen Abweichungen vom deklarierten geldpolitischen Kurs auftreten, nicht endogen bestimmen lassen. Die Abgrenzungen müssen ad hoc festgelegt werden. Eine kritische Anwendung dieses Ansatzes wird deshalb in einer zukünftigen Untersuchung erfolgen.

C. Ökonometrische Methode

Wir gehen von der folgenden ökonomischen Struktur aus:

$$X_t^m = \sum_{i=0}^{p} A_{11,i} X_{t-i}^m + \sum_{i=0}^{p} A_{12,i} x_{t-i}^p + W^m \varepsilon_t^m \ , \tag{1}$$

$$x_t^p = \sum_{i=0}^{p} A_{21,i} X_{t-i}^m + \sum_{i=0}^{p} a_{22,i} x_{t-i}^p + \varepsilon_t^p \ , \tag{2}$$

wobei die strukturellen Innovationen ε_t^m und ε_t^p normalverteilte unkorrelierte Zufallsgrößen sind. Dies ist keine strenge Restriktion, da der Einfluß der Innovationen ε_t^m über die Matrix W^m auf andere Variablen ermöglicht wird. Die Unkorreliertheit von ε_t^m und ε_t^p kann zudem durch die Unabhängigkeit der Geldpolitik begründet werden. Die makroökonomischen Endzielvariablen (u. a. Produktion und Inflation) sind im Vektor X_t^m zusammengefaßt und die Variable, in der sich der geldpolitische Kurs widerspiegelt, wird durch x_t^p dargestellt. Gleichung 2 kann somit als geldpolitische Reaktionsfunktion interpretiert werden, Gleichung 1 bestimmt die Strukturgleichungen der Ökonomie.

Das System 1 - 2 definiert ein unbeschränktes lineares dynamisches Modell, in dem die aktuellen und verzögerten Werte der endogenen Variablen in jeder Gleichung erscheinen. Die Identifikation erreichen wir mit der Annahme, daß die Politikvariable die makroökonomischen Variablen nur verzögert beeinflußt (vgl.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bernanke und *Blinder* 1992). Die dynamische Reaktion der Variablen in X_t^m auf einen exogenen Schock in der Geldpolitik erhalten wir, indem $A_{12,0} = 0$ gesetzt wird. Das System 1 - 2 kann damit als Vektorautoregression geschrieben werden:

$$X_t^m = B_0 \sum_{i=1}^{p} A_{11,i} X_{t-i}^m + B_0 \sum_{i=1}^{p} A_{12,i} x_{t-i}^p + B_0 W^m \varepsilon_t^m \ , \tag{3}$$

$$x_t^p = \sum_{i=1}^{p} (A_{21,i} + A_{21,0} B_0 A_{11,i}) X_{t-i}^m + \sum_{i=1}^{p} (a_{22,i} + A_{21,0} B_0 A_{12,i}) x_{t-i}^p + (A_{21,0} B_0 W^m \varepsilon_t^m + \varepsilon_t^p) \ , \tag{4}$$

wobei $B_0 = (I - A_{11,0})^{-1}$ ist. Die Gleichungen 3 - 4 decken den Zusammenhang zwischen den Koeffizienten der reduzierten Vektorautoregression und den (nicht einzeln identifizierbaren) Koeffizienten des strukturellen Systems auf.

Die Schätzung der Gleichungen 3 - 4 durch VAR-Methoden mit einer nachträglichen Choleski-Dekomposition der Kovarianzmatrix der Residuen ergibt eine Schätzung für die Innovation in der Geldpolitik ε_t^p. Reaktionsfunktionen der Systemvariablen auf einen Schock in der Geldpolitik können dann berechnet und als strukturelle Reaktionsfunktionen auf eine Änderung in der Geldpolitik interpretiert werden.

Eine alternative Möglichkeit der Modellidentifikation ist, die Matrix $A_{21,0} = 0$ zu setzen. Diese Annahme repräsentiert den Fall, bei dem die geldpolitische Behörde keine aktuellen Werte makroökonomischer Variablen zur Festlegung des geldpolitischen Kurses in Betracht zieht. Diese Restriktion wird für die österreichische Untersuchung relevant sein, da anzunehmen ist, daß kein Einfluß der österreichischen Variablen auf die deutsche Geldpolitik besteht.

D. Ergebnisse

I. Daten

Zur Analyse verwenden wir für Österreich Monatsdaten, welche den Zeitraum 82.1 bis 95.12 decken.[3] Folgende Daten wurden der IMF Datenbank *International Financial Statistics* (IFS) entnommen: Index der Industrieproduktion, Index der Konsumentenpreise, Zinssatz auf langfristige Bundesanleihen, deutscher Index der Industrieproduktionspreise und deutscher Taggeldsatz. Die Entwicklung des gewichteten durchschnittlichen deutschen Lombardzinssatzes entnahmen wir der Datenbank der *Deutschen Bundesbank.* Monatsdaten für die Schweiz, welche den Zeitraum 82.1 bis 96.12[4] decken, entnehmen wir nur z. T. der IFS Datenbank: In-

[3] Aufgrund der Erhebungsumstellung der Daten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung auf das European System of Accounts ist die Zeitreihe für die Industrieproduktion nur bis Ende 1995 verfügbar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dex der Konsumentenpreise, Zinssatz auf langfristige Bundesanleihen, Schweizer Taggeldsatz und Diskontsatz. Da keine monatliche Zeitreihe für die Produktionsentwicklung zur Verfügung steht, entnehmen wir der OECD Datenbank *Main Economic Indicators* die Reihe über den vorlaufenden Indikator als Approximation dafür. In der Untersuchung verwenden wir zudem den durchschnittlichen Wechselkurs des Schweizer Franken gegenüber der deutschen Mark SFR / DEM.

II. Österreich

Die Resultate für Österreich erhalten wir, wenn eine Vektorautoregression für den deutschen Lombardzinssatz (LOMRDE), den Produktionsindex und den Konsumentenpreisindex, beide logarithmiert (LIIPAT bzw. LCPIAT), den deutschen Industrieproduktionspreisindex, ebenfalls logarithmiert (LPPIDE), und für den Zins langfristiger Bundesanleihen (YIELDAT) geschätzt wird. Der Index der deutschen Industrieproduktionspreise wird in die Analyse einbezogen, um den price puzzle Artefakt zu eliminieren. Dieser besteht darin, daß die Einführung einer restriktiven Geldpolitik paradoxerweise zu einer Erhöhung statt einer Senkung des Preisniveaus zu führen scheint, wenn die Preisentwicklung der Angebotsseite nicht mit einbezogen wird. Der Lombardzinssatz wird an erste Stelle gesetzt, um der Exogenität dieser Variable für österreichische Daten Rechnung zu tragen. Das Schwarz Informationskriterium empfiehlt eine Vektorautoregression sechster Ordnung.[5] Die Ordnung läßt sich zudem dadurch rechtfertigen, daß Koeffizienten von zusätzlich verzögerten endogenen Variablen nicht mehr signifikant verschieden von null aufscheinen, und daß noch genügend Freiheitsgrade erhalten bleiben. Die Untersuchungsperiode wurde zudem in zwei Subperioden (82.1 - 89.12 und 90.1 - 95.4) geteilt, um dem potentiellen Parameterbruch aufgrund der deutschen Wiedervereinigung Rechnung zu tragen. Zusätzlich beziehen wir in die Schätzung für die erste Subperiode eine Dummy-Variable ein, welche den einmaligen Preisanstieg in Österreich im Jahre 1984, verursacht durch die Erhöhung der Umsatzsteuersätze um 2 Prozentpunkte per 1. 1. 1984, einfangen soll.

Die strukturellen Reaktionsfunktionen der relevanten makroökonomischen Variablen sind in Grafik 1a und 1b dargestellt. In der ersten Subperiode zeigt sich, daß die Industrieproduktion und der Konsumentenpreisindex in der Tat verzögert auf Änderungen im deutschen Lombardsatz und im deutschen Taggeldsatz reagieren. Nach 10 bis 20 Monaten liegen die Reaktionsfunktionen im negativen Bereich. In der zweiten Subperiode läßt sich zunächst nur die Reaktion der Industrieproduktion auf deutsche Politikvariablen nachweisen. Die Reaktionsfunktionen der

---

4 Das Ende des Beobachtungszeitraumes für die Analyse der Schweiz ist durch den Index der deutschen Industrieproduktionspreise gegeben. Einzelne Beobachtungen für das Jahr 1997 fehlen in der Datenbank, so dass dieses Jahr nicht einbezogen wurde.

5 Die Resultate der Vektorautoregressionen werden aus Platzgründen nicht dargestellt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Inflation weisen das falsche Vorzeichen auf. Wird allerdings der Beobachtungszeitraum so eingeschränkt, daß die Übergangsperiode der deutschen Wiedervereinigung ausgeschlossen wird,[6] läßt sich der Einfluß von Lombardsatz und Taggeldsatz auf die Inflation reproduzieren. Nach kurzer Zeit erhält die Reaktion das richtige Vorzeichen, zudem wird die Reaktion der Inflation auf den deutschen Taggeldsatz sogar signifikant.

Letztlich bleibt zu bemerken, daß wir den Liquiditätseffekt, der sich bei Fixierung des Schilling-Wechselkurses gegenüber der deutschen Mark bei einem Schock in deutschen Zinsvariablen in den österreichischen Zinssätzen widerspiegeln sollte, in allen Fällen reproduzieren können.

Insgesamt erhalten wir für Österreich ähnliche Resultate wie *Bernanke* und *Mihov* (1997) für die Transmission deutscher Geldpolitik auf deutsche makroökonomische Größen. Die Reaktion des deutschen Konsumentenpreisindex auf Schocks im deutschen Lombardsatz ist ebenfalls negativ. Allerdings ist die Unsicherheit über die Reaktionsfunktion in deren Arbeit größer als in unserer Untersuchung. Es bleibt zu untersuchen, ob das relativ breite Konfidenzintervall für deutsche Daten erhalten bliebe, wenn die Untersuchungsperiode vor 1990 auf den gleichen Zeitraum wie unseren beschränkt würde. Ob der Transmissionsmechanismus nach der deutschen Wiedervereinigung sich, wie es unsere Untersuchung vermuten läßt, deutlicher in den Daten zeigt, bleibt ebenfalls einer weiteren Untersuchung vorbehalten.

III. Schweiz

Die Vektorautoregression für Schweizer Daten berücksichtigt die Reihe für den vorlaufenden Indikator, den Konsumentenpreisindex und den deutschen Industrieproduktionspreisindex, alle Zeitreihen sind logarithmiert (LLINDCH, LCPICH bzw. LPPIDE), und als letztgereihte Politikvariable einerseits den Diskontsatz der SNB (DISKRCH) und andererseits den Schweizer Taggeldsatz (MONRCH). Aus den angeführten Gründen bei der Untersuchung österreichischer Daten wird hier ebenfalls der Index der deutschen Industrieproduktionspreise in die Analyse einbezogen und eine Vektorautoregression sechster Ordnung geschätzt. Die Untersuchungsperiode ist ebenfalls in zwei Subperioden geteilt worden, um einem potentiellen Bruch in den Parameter Rechnung zu tragen, der sich nicht nur durch die deutsche Wiedervereinigung begründen läßt, sondern auch durch das geänderte monetäre Umfeld, dem die Banken sich durch die Einführung des SIC gegenüber sahen.

---

[6] Der Beobachtungszeitraum umfaßt dann die Jahre 1992 bis 1995. Die Ordnung der zugrundegelegten Vektorautoregression wird auf 4 beschränkt, um nicht allzu viele Freiheitsgrade zu verlieren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Für die erste Subperiode (siehe Grafiken 2a und 2b) läßt sich nicht eindeutig festlegen, über welche geldpolitische Variable, ob über den Diskontsatz oder den Taggeldsatz, die Transmission der Geldpolitik erfolgte, insbesondere zeigen die Reaktionsfunktionen der Inflation auf eine Innovation in den Zinssätzen das falsche Vorzeichen. Zu berücksichtigen ist jedoch, daß im Jahre 1987 die SNB ihr Geldmengenziel zugunsten einer Wechselkursbeeinflussung kurzfristig verließ und daß in den nachfolgenden Jahren aufgrund der Unsicherheit über die Entwicklung der Geldnachfrage, welche die Einführung des SIC mit sich brachte, Geldmengenziele nur beschränkt festgesetzt werden konnten. Unter solchen Umständen kann sich der Transmissionsmechanismus, wenn überhaupt, nur beschränkt in den Daten widerspiegeln. Eine Vergleichsschätzung, welche die Einführungsphase des SIC ausklammert, bringt weitere Aufschlüsse.[7] Die Reaktionsfunktion der Inflation auf eine Innovation im Diskontsatz erhält das richtige Vorzeichen und wird knapp signifikant.

Die Reaktionsfunktionen für die zweite Subperiode geben hingegen einen deutlichen Hinweis darauf, daß der Transmissionsmechanismus über den Taggeldsatz stattfand. Insgesamt widerspiegeln die Resultate die Wirkung der geldpolitischen Aktionen der SNB recht gut. Ebenfalls reproduzieren können wir die Änderung der Variable, über welche die Transmission der Geldpolitik erfolgt. Die Nationalbank führte ab 1986 Diskontgeschäfte nur noch mit Pflichtlagerwechsel aus, 1993 zog sie sich aus der Pflichtlagerfinanzierung zurück und rediskontierte keine Wechsel mehr. Unsere Resultate weisen deutlich darauf hin, daß geldpolitische Massnahmen in den neunziger Jahren sich über den Taggeldsatz bemerkbar machen und der Diskontsatz an Wichtigkeit verloren hat.

Wie schon dargestellt, berücksichtigt die SNB wegen der Offenheit der schweizerischen Volkswirtschaft ebenfalls die Wechselkursentwicklung des Schweizer Franken, um die kurzfristigen geldpolitischen Richtlinien festzulegen. *Rich* (1995) stellt in seiner Arbeit fest, daß v. a. zu Beginn der neunziger Jahre die SNB ihr Geldmengenziel zugunsten einer Wechselkursbeeinflussung für einige Zeit fallen läßt. Wenn der Wechselkurs SFR / DEM in die Untersuchung einbezogen wird (Grafiken 3a und 3b), zeigt sich, daß, v. a. in der zweiten Subperiode, die Wechselkursentwicklung ebenfalls auf Bewegungen im Taggeldsatz reagiert hat.

Es verbleibt zu untersuchen, wie streng die SNB die Wechselkurzsentwicklung SFR / DEM in ihre Überlegungen zur Festlegung des geldpolitischen Kurses einbezieht. Einen Hinweis auf die Antwort soll eine abschliessende Analyse bringen. Die Resultate der Grafik 4 beruhen auf einer Vektorautoregression sechster Ordnung für die zweite Subperiode mit dem deutschen Lombardsatz bzw. deutschen Taggeldsatz als erstgereihte Variable. Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß Innovationen in deutschen Zinsvariablen durchaus Signalwirkung für die Produktionsentwicklung in der Schweiz haben können. Die direkte Transmission auf mo-

[7] Die Ordnung der VAR über den Zeitraum 1982 bis 1987 wird wieder auf vier beschränkt.

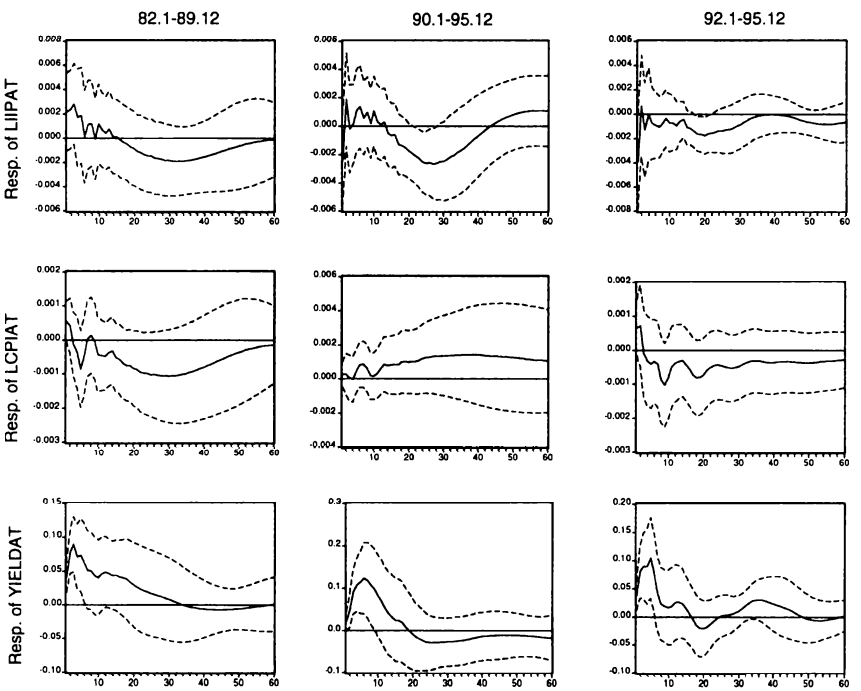
DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

netäre Variablen wie die Inflation und der langfristige Zinssatz ist jedoch nicht gegeben. Die Reaktionen dieser Variablen sind über den ganzen Zeithorizont nicht signifikant. Dies widerspiegelt die geldpolitische Orientierung der SNB an der Steuerung der Geldmenge, einer internen Variable, die wohl nur kurzfristig zugunsten einer Wechselkursbeeinflussung in kritischen Situationen aufgegeben wird.

E. Appendix

Grafik 1a

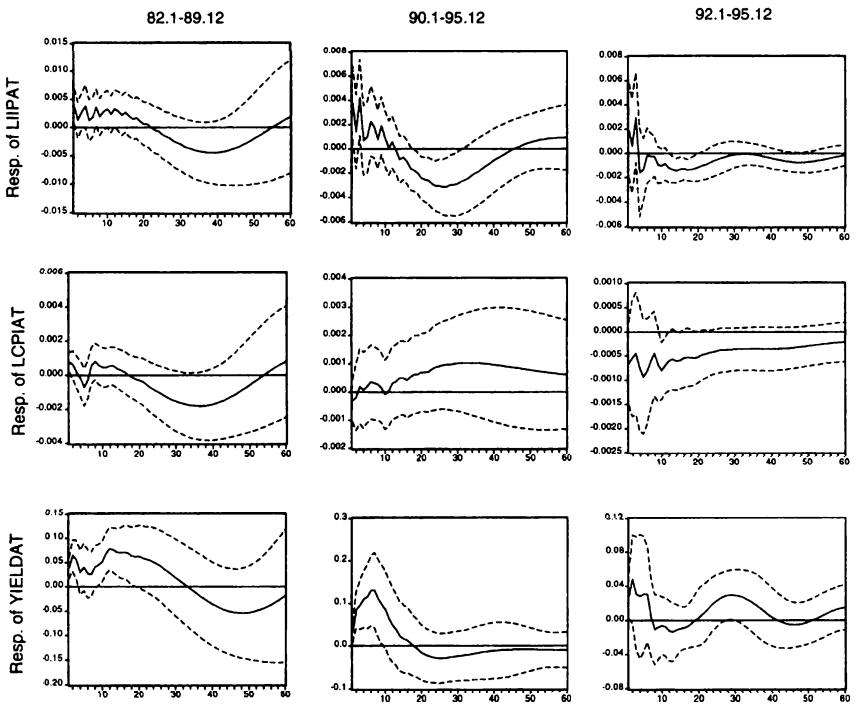
Response to one S. D. innovation in LOMRDE +/– 2 S. E.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Grafik 1b

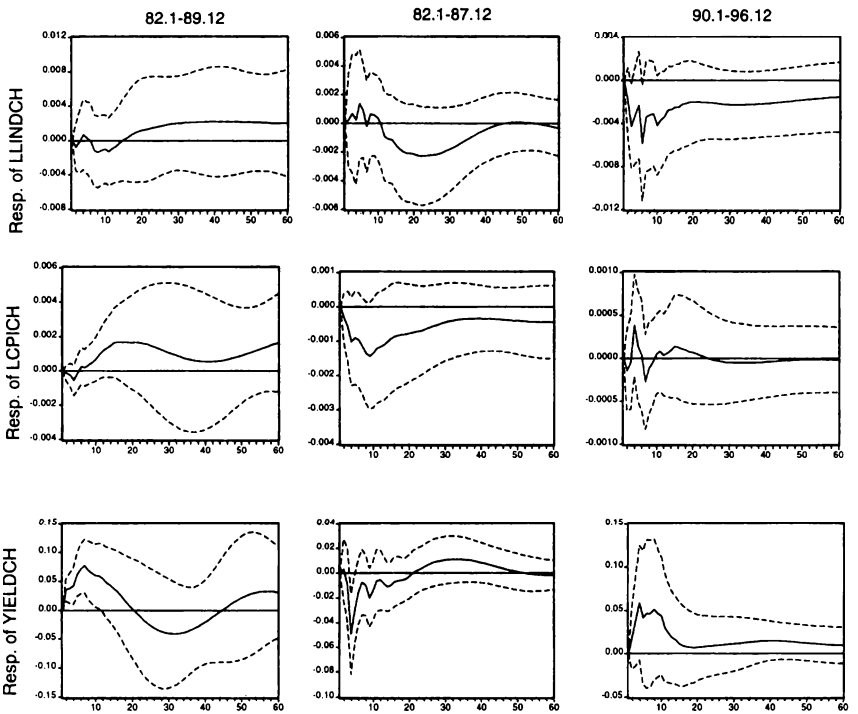
Response to one S. D. innovation in MONRDE +/– 2 S. E.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Grafik 2a

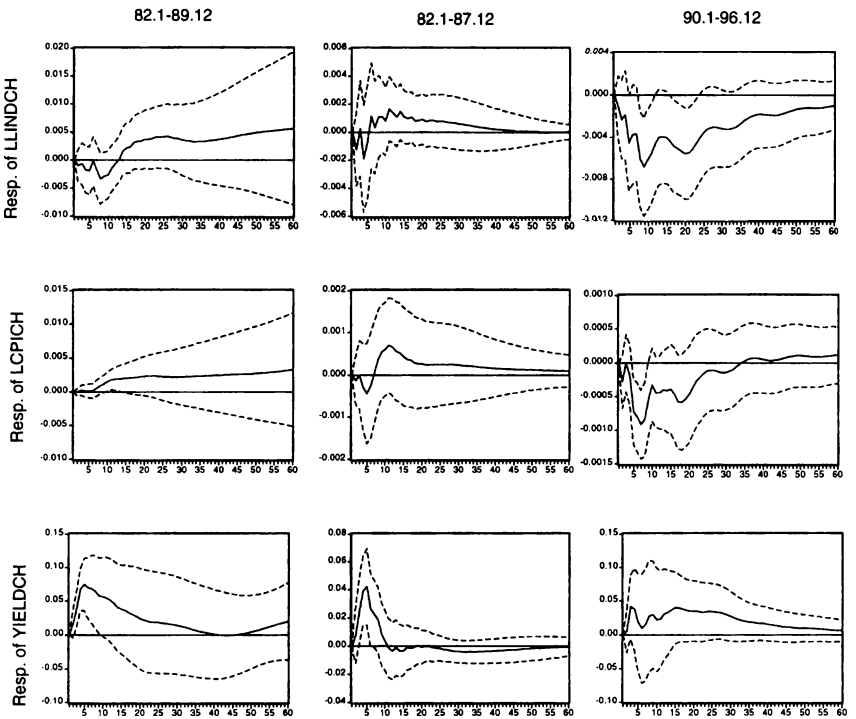
Response to one S. D. innovation in DISRCH +/– 2 S. E.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Grafik 2b

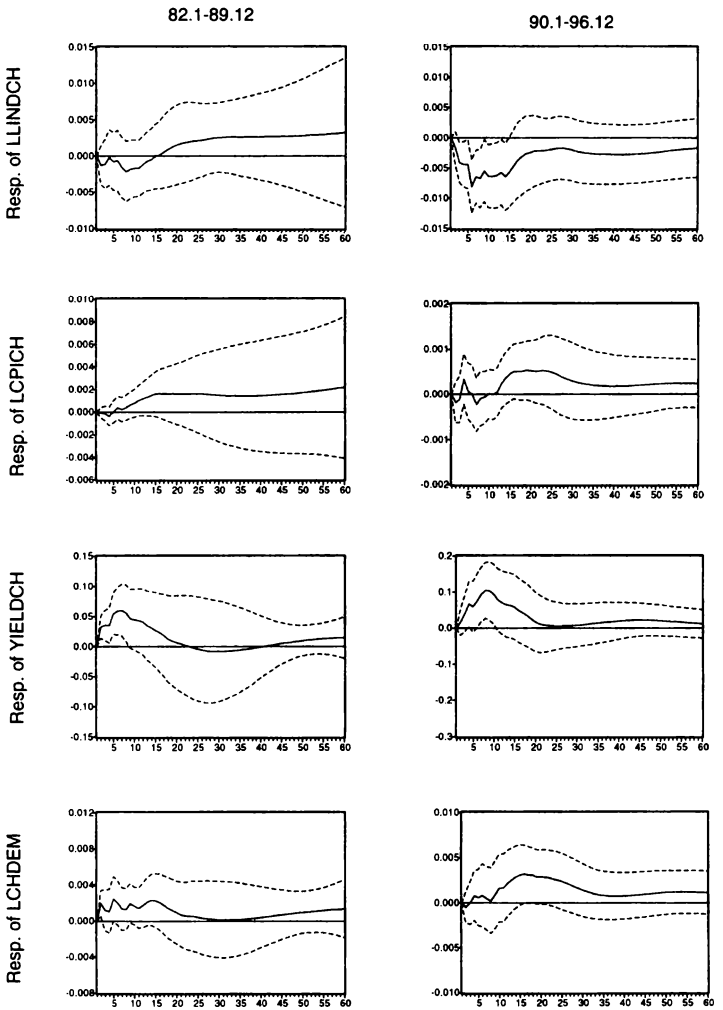
Response to one S. D. innovation in MONRCH +/– 2 S. E.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Grafik 3a

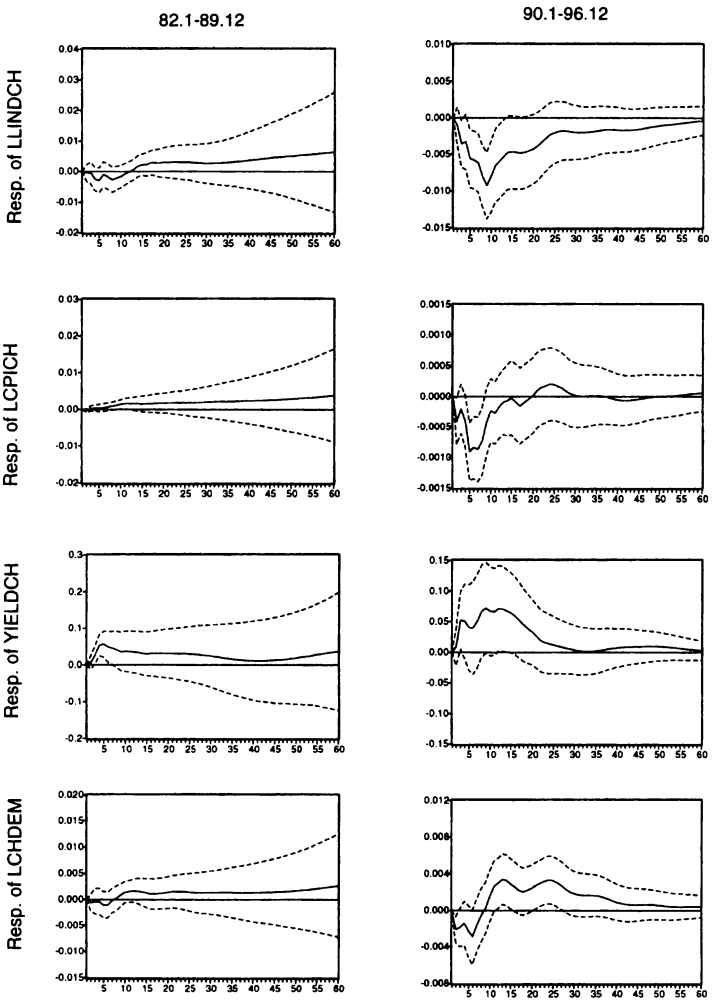
Response to one S. D. innovation in DISRCH +/– 2 S. E.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Grafik 3b

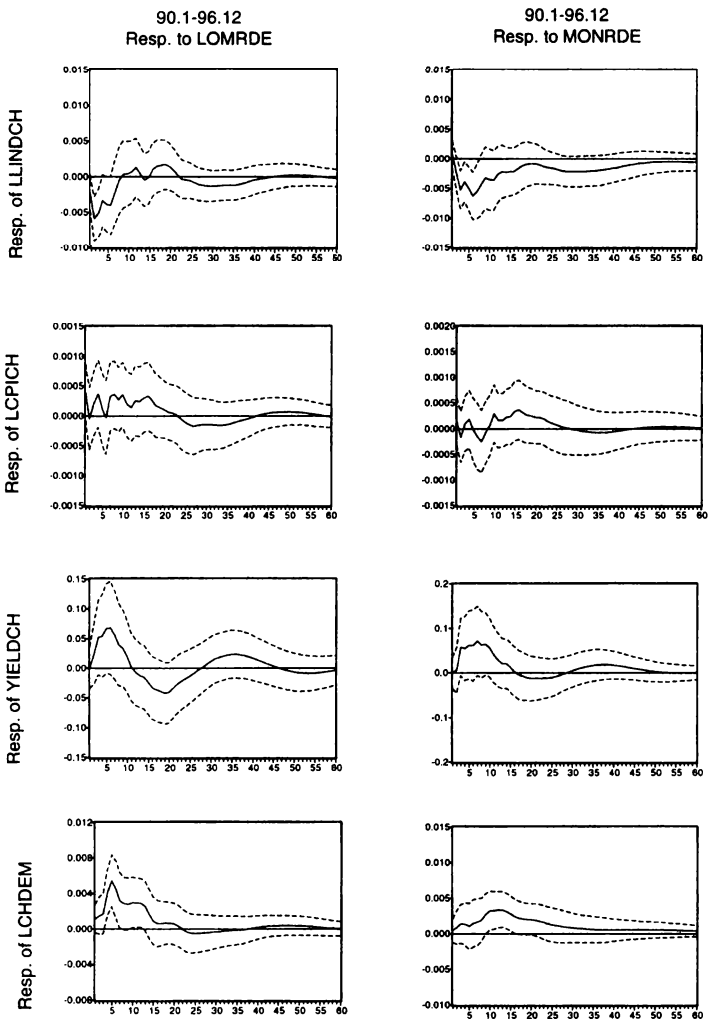
Response to one S. D. innovation in MONRCH +/– 2 S. E.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Grafik 4

Response to one S. D. innovation +/– 2 S. E.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Literatur

Bernanke, Ben S. / *Blinder,* Alan (1992), The federal funds rate and the channels of monetary transmission, American Economic Review 82, 901 - 921.

Bernanke, Ben S. / *Gertler,* Mark (1995), Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission, Journal of Economic Perspectives 9, 27 - 48.

Bernanke, Ben S. / *Mihov,* Ilian (1995), Measuring monetary policy, NBER working paper, No. 5145.

– (1997), What does the Bundesbank target?, European Economic Review 41, 1025 - 1053.

Cukierman, Alex (1992), Central Bank Strategy, Credibility, and Independence, Theory and Evidence, MIT Press.

Handler, Heinz (1989), Grundlagen der österreichischen Hartwährungspolitik, Geldwertstabilisierung, Phillipskurve, Unsicherheit, Manz-Verlag Wien.

Hochreiter, Eduard / *Winckler,* Georg (1995), Signalling a hard currency strategy: The case of Austria, Kredit und Kapital, Beiheft 13, 163 - 184.

Kashyap, Anil K. / *Stein,* Jeremy C. / *Wilcox,* David W., Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance, American Economic Review 83, 78 - 98.

Rich, Georg (1997), Monetary targets as a policy rule: Lessons from the Swiss experience, Journal of Monetary Economics 39, 113 - 141.

Smets, Frank (1997), Measuring monetary policy shocks in France, Germany and Italy: The role of the exchange rate, Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department, Working Papers No. 42.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

The Money Supply Process: A Model for a Large Economy*

By *Peter Bofinger, Julian Reischle* and *Andrea Schächter,* Würzburg

A. Introduction

While there is now an increasing debate on the transmission process of monetary policy[1], the first stages of this mechanism are still very little explored. Although *Brunner/Meltzer* (1966, 1973) and *Tobin* (1969) have introduced elaborated price theoretic versions of the money supply process in the late 1960s, the discussion on the transmission process today lacks a satisfactory microeconomic foundation. Especially the so-called "money view" and its more recent supplement, the so-called "credit view", which dominate the present analysis on monetary transmission, have to be evaluated as steps back. In both "views" the central bank's influence on the banking system is restricted on increasing or decreasing reserves. The possibility of setting a short-term interest rate as it is practised today by all large central banks is not implemented.

Our model tries to reduce this gap. On the one hand it is much more practicable than the very complex models of *Brunner/Meltzer* and *Tobin*. Another advantage is that the microeconomic foundation does not rely on ad hoc behavioural assumptions that make the money multiplier interest elastic. Altogether it can be regarded as a price theoretic version of the credit view. The main innovation is a systematic treatment of the interest rate for central bank credits (or for base money). This rate is either a direct price as in the continental European countries ("Lombard rate", "Repo rate") or a shadow price as in the Anglo-Saxon countries (the interest rate on bonds that have to be sold to the central bank in order to obtain non-interest bearing base money). Since we restrict our model in this paper to a closed economy, i.e. we neglect all external influences on the money supply, it is especially suitable to represent the money supply process of large central banks like the Fed or the European Central Bank.

---

* We like to thank Hans-Joachim Jarchow, Dieter Nautz, Lars E.O. Svensson, Adalbert Winkler and the participants of the meeting of the Verein für Socialpolitik, Ausschuß für Geldtheorie und Geldpolitik, February 27/28th in Frankfurt for helpful suggestions. Remaining errors are our own responsibility.

[1] See *Kashyap* and *Stein* (1994), *Taylor* (1995), *Bernanke* and *Gertler* (1995), *Mishkin* (1995a), *Meltzer* (1995).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

All in all, the price-theoretic approach has several advantages over the mechanistic multiplier analysis:

- It is possible to analyse the actual monetary policy of central banks which all use some short-term interest rate as the main operating target.[2] Other models can only deal with changes in the monetary base as the initial impulse of monetary policy.[3]
- The approach can be used for Anglo-Saxon countries where the central bank mainly holds bonds but also for the continental European countries where the central bank mainly holds credits to the banking system.
- The introduction of the short-term interest rate and the systematic treatment of the monetary base provide a more adequate framework for analysing the options of interest rate targeting and monetary targeting than the traditional model by *Poole* (1970).

The paper is organised as follows. Section B provides a short survey of the different "views" of the transmission process. In sections C and D the money supply model is developed. In section E a *Poole* (1970) type analysis of different shocks is provided which allows to identify optimal operating procedures for different intermediate targets of monetary policy. In section F a link to the subsequent stage of the monetary transmission process is developed by inserting the money supply model into the traditional IS / LM-model.

B. A survey of different views

I. A first map of the "reality"

If one wants to discuss the transmission process of monetary policy, one has to work with some major simplifications. In order to make clear what the specific assumptions of the different views are, we shall start with an already simplified map of the financial structures in a market economy (see table 1). The simplifications are the following:

- The economy is a closed economy.

---

2 See *Blinder* (1997, p. 7): "Virtually all central banks nowadays use the overnight interest rate (in the United States, the federal funds rate) as their central policy instrument."

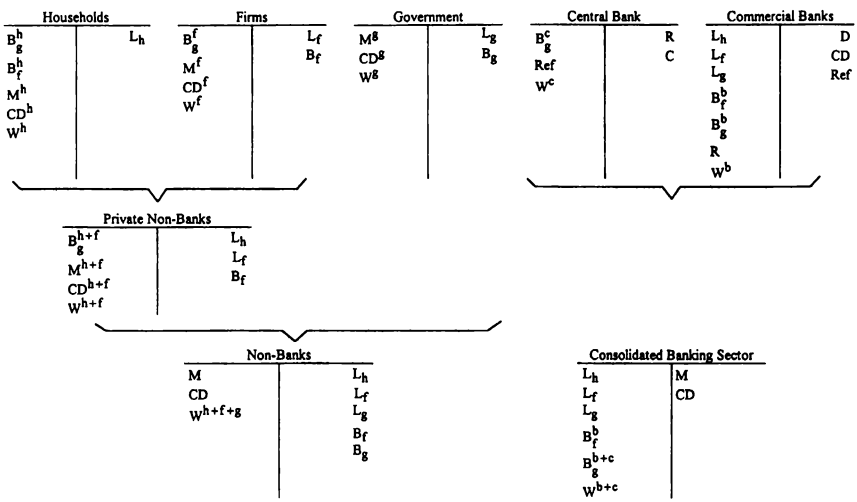
3 As a consequence in standard textbooks one can find separate sections on the money supply process with the mechanistic multiplier on the one hand and more elaborate descriptions of actual monetary policy operating procedures and instruments on the other hand (e.g. *Blanchard* 1997, *Burda / Wyplosz* 1997, *Dornbusch / Fischer* 1994, *Mishkin* 1995b, *Sachs / Larrain* 1993). This is particularly pronounced in *Burda / Wyplosz* (1997). The money supply process is depicted by the simplifying assumption "Imagine that a customer of Dresdner Bank finds DM 10,000 in her garden." In a later chapter concrete monetary policy operations and instruments are explained, but the relation between both processes is missing.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

- The central bank issues the monetary base, which consists of currency (C) and reserves (R), in exchange for government bonds (B_g^c) or by providing refinance credits to the banks (Ref).

Table 1

Maps of the transmission process



- The banks create money either by buying bonds, which are issued by the government (B_g^b) or by firms (B_f^b), or by giving non-securitised credits to households (L_h), firms (L_f) or the government (L_g).
- The only liabilities of the banks are deposits (D, for which obligatory reserves have to be held), non-reserveable CDs and the refinance credits from the central bank (Ref).
- For the non-bank sector one can assume that each sector holds money and CDs and that households hold also bonds of firms and the government ($B_f^h$and B_g^h).
- There is only one non-financial asset (W) which is held by all sectors.

Even with these simplifications the framework is still much too complex for a manageable theoretical model. Thus, instead of the eleven assets of this map most models use much less assets. In addition, one can find very often that instead of three separate non-bank sectors either two sectors (private and government) or only an aggregated non-bank sector is used.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

II. The money view

The money view provides the most extreme simplification of reality. While its adherents even pretend to work with a "two-asset world" (*Kashyap* 1997, p. 42), it actually considers three assets: money, bonds and bank reserves. Money consists of deposits only; the banks are obliged to hold minimum reserves on these deposits. There is only an aggregated non-bank sector.[4] The "money" approach normally leaves open by which of the non-bank subsectors (government or firms) the bonds are issued and which maturity these assets have. The only interest rate is the rate for bonds.

In this framework, monetary policy can only be analysed in terms of changes in the quantity of reserves. Thus, a restrictive monetary policy means a decline in reserves, i.e. the central bank sells bonds to the banks. As a result the banks are no longer able to fulfil their minimum reserve requirements. Therefore, they have to sell bonds (because of the multiplier: more bonds than the bonds they acquired from the central bank) to the non-bank sector which decreases the money stock.[5] This shift in the portfolio of the non-banks can be achieved only if the interest rate for bonds increases which has negative effects on the real economy.

It is obvious that the "money view" has very little do with the reality. As a consequence its representation of the transmission process is flawed by three major deficits:

- First, it cannot deal with the practice of almost all central banks that use a short-term interest rate as their main operating target. This would require a second interest rate variable in the model.
- Second, the approach cannot be applied to central banks in continental Europe which provide the monetary base mainly in the form of refinancing credits to commercial banks.
- Third, assuming a banking sector which only "creates money, but makes no loans"[6] is completely incompatible with the reality not only in Europe but also in the United States where the bulk of bank assets still consists of traditional bank credits.[7]

---

[4] However, with this approach there is the problem that the non-bank sector does not hold a net amount of bonds (see table 1). But this is assumed by most authors. See *Bernanke* and *Blinder* (1988, p. 436): "(...) money demand plus bonds demand minus loan demand must equal total financial wealth." This only applies to the private nonbank sector, which requires that the nonbank public has to be disaggregated into a private and a government sector.

[5] It is important to note that the non-bank sector as whole is a net debtor of bonds. Thus, the portfolio shift that the money view emphasises can only be achieved by the subsector "households" or "private non-banks" (see table 1). For the non-bank sector as a whole the restrictive monetary policy means that its amount of outstanding bond debt is reduced.

[6] See *Kashyap* (1997, p. 43): In the following one can see that in most cases "creating money" is not different from "creating loans"

[7] See *Romer* and *Romer* 1993, p. 34): "(...) bank lending is if anything more important today than in the early post-war era."

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Thus, while this view may be useful for simple textbook models in order to show that "a restrictive monetary policy leads to a higher interest rate", it is certainly not adequate for a detailed analysis of the monetary transmission process.

III. The credit view

Dissatisfaction with the simplistic world of the "money view" has led to the development of the "credit view" which adds bank credits to the enterprise sector as a fourth asset. As a consequence there are now two interest rates: the rate for bonds and the rate for loans. Enterprises (and the government) have the option of using bonds or loans as a credit instrument. In most papers it is not quite clear whether governments bonds coexist with privately issued bonds. But one can assume that this is the case. Astonishingly, the proponents of this view do not intend to provide a more comprehensive model of the transmission process, they only maintain to present a "distinct lending channel" (*Kashyap* 1997, p. 43) in addition to the "money channel".

While the setting of the credit view is more realistic, the literature leaves it completely open why the transmission process should be

- *different* for securitised and non-securitised credits to the private sector – the first being regarded as "creating money", the second as "making loans" and
- *identical* for securitised credits to the government and securitised credits to private enterprises.

However, as a quote from *Kashyap* (1997, p. 43) shows these assumptions are crucial for the whole mechanism of the 'lending channel':

> "(...) take an extreme example where households view the assets that they do hold – money and bonds – as very close substitutes. In this case a decrease in reserves that leads to a decline in the money supply will have a minimal impact on the interest rate of publicly held bonds. (...) However, the decrease in reserves can still have important real consequences, if it leads banks to cut back the loan supply: the costs of loans relative to bonds will rise, and those firms that rely on bank lending (say because they do not have access to public bond markets) will be led to cut back on investment."

The quote shows that while no differentiation is made between government bonds and private bonds, banks must treat loans to enterprises somehow different than securitised credits to enterprises. Otherwise, banks could easily avoid the reduction of their loan supply by selling more bonds to the non-banks.

In the seminal paper by *Bernanke* and *Blinder* (1988) and in *Kashyap* (1997) – which is almost identical with *Kashyap* and *Stein* (1994) – this question is raised[8]

[8] "Intermediated loans and open market bonds must not be perfect substitutes for some firms on the liability side of their balance sheet." (p. 46)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

but not answered. *Kashyap* (1997) only explains why firms need intermediated loans but does not address the question why banks regard the instrument of a commercial paper as something very different from a traditional bank credit to the same firm.

Thus, in spite of a richer menu of assets, the models of the credit view are still rather simplistic. Their main advantage over the money view is simply the fact that they have something to say about bank loans. But in spite of reaching a synthesis, one is left with two separate different channels without knowing why the securitisation of a bank credit should lead to a completely new structure of the transmission process. In addition, there is still the difficulty that the credit channel cannot provide a solution for the first two defects in the money view's representation of the transmission process.

IV. Main features of the price theoretic model

In order to develop a more comprehensive model one has to be at the same time more specific and more general than the "two channel world" of the money and the credit view. The main innovation of our approach is the introduction of a separate short-term interest rate which is completely controlled by the central bank. This is compatible with the strategy of almost all central banks in the world that use such a rate as the operating target of their policy. In addition the model has an interest rate for commercial bank credits to the non-bank sector. The model also differentiates between the monetary base and the money stock.

The simplification concerns bank credits. In complete contrast to the money view we assume that commercial banks only provide credits to the non-bank sector. And in contrast to the credit view we assume that the difference between securitised and non-securitised lending is not essential for the structure of the transmission process. We also do not differentiate between credits to the government sector and credits to the private non-banks. This is certainly a problem, but in the money view and credit view models a systematic treatment of these differences is also not provided. Another simplification of our model is the assumption of a closed economy, which neglects all effects from changes in net foreign assets. Therefore our model is suitable to model especially the monetary control of large central banks like the Fed or the European Central Bank.

At a more general level our model can be regarded as an attempt to introduce interest rates in the money multiplier which in its extremely mechanistic form still dominates most textbooks. This also applies to extensions of the money multiplier model in the *Brunner/Meltzer* (1966, 1973) tradition. Credit demand and credit supply are modelled ad hoc as functions of the credit market rate. A link to the central bank money market with a commercial banks' demand function for the input factor monetary base as needed for the "production" process of money is absent. Of course, the somewhat refined models of *McCallum* (1989) and *Bernanke*

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

and *Blinder* (1988) use an interest elastic multiplier which leads to an interest elastic money supply. But this outcome completely depends on the assumption of interest elastic excess reserves. However, these reserves play an insignificant role today, amounting to just 0.12 per cent of demand deposits in the United States and 0.09 per cent in Germany.

C. The model

I. The market for central bank money

The main idea of our model is to treat the money supply process analogous to the theory of derived demand. Thus, we regard it as a production process where a firm produces one output with one input. In our case the input is the monetary base, the output are bank deposits (or more generally "money"). This means that the model is based on the interaction of two markets:

- a market for the input good (base money), which is the "money market" in the sense of practitioners (or in the following: the market for central bank money), and
- a market for the output good (money stock), which is the "money market" in the sense of standard macroeconomic textbooks.

The "production function" is given by the multiplier relationship which determines how many output goods can be produced with one unit of the input good.

It is well known that the ability of the central bank to influence the economy rests on its position as a monopolistic supplier of the input good, i.e. high-powered money (H). The simplified central bank balance sheet (table 2) shows under

- the above made assumption that there are no bonds which could be sold to the central bank and
- the assumption that the non-financial asset W^c is zero

that the monetary base is created by loans to commercial banks ($L_{CB/Banks}$) and can be used as cash holdings (C) or as reserves of commercial banks at the central bank (R).

$$H = L_{CB/banks} = C + R \,. \tag{1}$$

Table 2

A simplified central bank balance sheet

Assets		*Liabilities*	
Loans to banks	($L_{CB/Banks}$)	Currency in circulation	(C)
		Reserves	(R)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

The behaviour of the central bank can be described in terms of a monopolistic supplier. Given the commercial banks' demand curve for central bank money, which will be explained later on, the central bank can choose any point on that curve. This can be done either by setting the price of the monetary base ("interest rate targeting"; i^0_{CB} in figure 1) or by fixing its quantity ("monetary base targeting"; e.g. H_0). From the logic of a monopolistic market it is clear that a specific supply curve of the central bank is not required.

The price (or the costs) of the base money can be measured directly or indirectly. If the central bank grants direct credits to commercial banks, the relevant price is the interest rate for such credits (e.g. the Repo rate or the Discount rate). In the case of outright open-market operations the banks "pay" for the monetary base by transferring interest-bearing assets to the central bank in exchange for non-interest bearing reserves. In the following we use the term "central bank rate" for both cases. Since an increase in the central bank rate means higher input costs for the production of bank deposits, the quantity demanded will be reduced. Thus, the demand curve will be negatively sloped as in figure 1. A formal derivation will be presented in section 4.

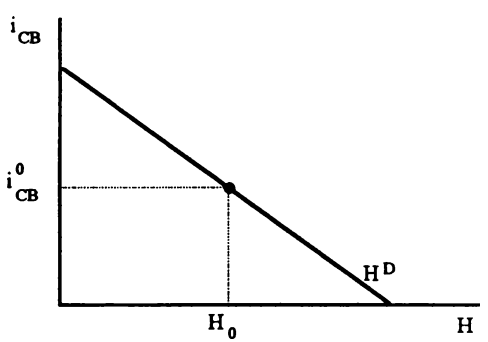


Figure 1: The market for monetary base

II. The macroeconomic market for credit and money

1. Some general considerations

The second market which we analyse is the "money market" of the macroeconomic textbook. From the consolidated balance sheet of the banking system (commercial banks plus the central bank; see table 3) one can see that money can be created from four relevant channels: purchases of foreign assets and bonds, loans to the government and to private non-banks and by the non-banks' exchanging long-term bank deposits into short-term deposits. In a more general way one can say that the banking system creates money by acquiring claims on non-banks (foreigners, the government, private non-banks) or on itself.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Table 3

Consolidated balance sheet of the banking system[9]

Assets	*Liabilities*
• net external assets	• currency • sight deposits
	= M1 • time deposits
• bonds • bank lending - loans to the private sector - loans to the public sector	= M2 • savings deposits
	= M3 • monetary capital formation (= other interest bearing assets held with banks) • net worth of other items

To simplify the analysis we

- add up all claims on non-banks to "bank loans",
- regard only non-interest bearing sight deposits and currency,
- neglect all longer-term bank deposits and set the net worth of other items equal to zero.

Thus, money (M) can be defined from the consolidated balance sheet of the banking system (table 4) either as the sum of currency (C) and deposits (D) or simply as loans to non-banks ($L_{banks/non\text{-}banks}$).

(2) $$M = C + D = L_{banks/non\text{-}banks}$$

Table 4

A simplified consolidated balance sheet of the banking system

Assets		*Liabilities*	
Loans to non-banks	($L_{banks/non\text{-}banks}$)	Currency	(C)
		Deposits	(D)

[9] The definitions of the monetary aggregates M1, M2 and M3 in this table are equivalent to the ones used by the Deutsche Bundesbank. Time deposits have a maturity of less than four years and savings deposits a three months' notice. The definitions of the Fed or the Bank of England are more complex. The M1 aggregate of the Fed for example also comprises NOW-accounts. M2 includes among others overnight repurchase agreements, money market mutual funds and money market deposit accounts.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Under these simplifying assumptions one can see that the macroeconomic money market is identical with the credit market. In other words, the demand for and the supply of credit are the same as the demand for and the supply of money.[10] Of course, this expresses a two goods version of Walras' law: an equilibrium of the credit market is identical with an equilibrium of the money market. This idea is not new. At least implicitly all traditional multiplier models are based on that assumption. In the same way *Irving Fisher* (1932, p. 3) has stated:

> "Debts are tied in with the money mechanism. In fact what is called 'money market' is really the debt market."

2. The money (= credit) demand

Using this interdependence we can formulate the credit demand in terms of the traditional demand for money. We assume that this demand (M^D, L^D) depends positively on real income (Y) and negatively on an interest rate which represents the opportunity costs of holding money as well as the direct interest costs of a bank loan (i_L). This can be derived from different theories like the Keynesian liquidity preference theory, the Baumol-Tobin-model, Friedman's neo-quantity theory or an utility maximising approach by *McCallum* (1989).

$$M^D = L^D = L^D\left(i_L^{(-)}, Y^{(+)}\right) \tag{3}$$

In order to solve the model formally later on, we specify the money / credit demand as a simple linear function:

(4) $M^D = L^D = \mu + \gamma \cdot Y - \alpha \cdot i_L$, since $\mathrm{M^D} = \mathrm{L^D} \geq 0$ it follows that $\mu + \gamma \cdot Y \geq \alpha \cdot i_L$.

3. The credit (= money) supply

In order to derive the money supply of the commercial banks, we focus on the credit side. Using the theory of derived demand, the credit supply function of commercial banks can be derived in analogy to the supply function of an output good that is produced with one input good only. We assume that the banks produce credits for which they obtain an interest rate $\mathrm{i_L}$. Simultaneously, sight deposits are created for which no interest payment is made. Our approach differs from the literature as we assume that the credit business is the driving force of the banks' activities. Thus, the volume of deposits is determined by the credit side. In most other models the credit supply is driven by an autonomous influx of deposits.

---

[10] In fact, a bank customer's demand for credit is nothing else but a demand for a transfer of money to his sight deposit.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

We assume that the banks are profit-maximising. Their profit function (Π) is the difference between their revenues ($i_L \cdot L_{banks/non\text{-}banks}$) and their costs: [11]

$$\Pi = i_L L_{banks/non\text{-}banks} - i_{CB} L_{CB/banks} - i_D D - O - J \tag{5}$$

The costs consist of four components:

- the interest rate (the central bank rate i_{CB}) to be paid for the input factor base money ($L_{CB/banks}$),
- the interest rate (i_D) that has to be paid on deposits,
- the banks' operating costs (O) and
- the default costs (J) that arise from bad loans. The ratio of the amount of bad loans ($L^{bad}_{banks/non\text{-}banks}$) to total loans can be interpreted as the probability of default (d):

$$d \equiv \frac{L^{bad}_{banks/non\text{-}banks}}{L_{banks/non\text{-}banks}} \qquad \text{with} \quad 0 \leq d \leq 1 \tag{6}$$

This risk of default is assumed to be a function of the amount of credits granted relative to the overall macroeconomic situation, which is measured as real income (Y). In recessions the average amount of bad loans is higher than in booms.[12] To work with this function we use a linear approximation in which β is a factor for insolvency.

$$d = f\left(\frac{L^{bad}_{banks/non\text{-}banks}}{Y}\right) = \beta \cdot \frac{L_{banks/non\text{-}banks}}{Y} \tag{7}$$

Therefore default costs, which are assumed to rise more than proportionally with the amount of credits granted, are defined as the product of the probability of default and the total quantity of loans:

$$J = d \cdot L_{banks/non\text{-}banks} = \beta \cdot \frac{L^2_{banks/non\text{-}banks}}{Y} \tag{8}$$

---

[11] The idea of using general price theoretic considerations to determine the credit supply behaviour is not new. *Riese* (1986) shows that it was already formulated by *Tobin* (1963). Competing commercial banks as members of financial intermediaries not only take the revenues of granting credits into account, but also the costs of obtaining monetary base from the central bank. See for a newer model *Müller/Worms* 1995.

[12] Empirical evidence supports this hypothesis. See for example *Stößß* (1996), who finds a positive relation between macroeconomic performance and the creditworthiness of enterprises.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Equation (8) can then be substituted into the profit function. But before the profit maximum with regard to the credit supply can be derived, another transformation has to be made. The commercial banks' demand for central bank credits ($L_{CB/banks}$) has to be modelled as a function of the amount of credits granted to non-banks ($L_{banks/non\text{-}banks}$). This is done by using the identity equations for the monetary base (equation 1), for money (equation 2)

$$H = L_{CB/banks} = C + R \,. \tag{1}$$

$$M = C + D = L_{banks/non\text{-}banks} \tag{2}$$

and the money multiplier (m) as the relation between the these two variables.[13]

$$H = \frac{1}{m} \cdot M \tag{9}$$

Substituting equations (1) and (2) in (9) yields:

$$L_{CB/banks} = \frac{1}{m} \cdot L_{banks/non\text{-}banks} \,. \tag{10}$$

The profit function (equation 5) can now be completed by substituting equations (8) and (10) in (5).

$$\Pi = i_L \cdot L_{banks/non\text{-}banks} - i_{CB} \cdot \frac{1}{m} \cdot L_{banks/non\text{-}banks} - i_D - O - \beta \frac{L^2_{banks/non\text{-}banks}}{Y} \,. \tag{11}$$

To compute the profit maximum one has to set the first derivative of the profit function with respect to credits ($d\Pi / dL_{banks/non\text{-}banks}$) equal to zero. For simplicity we assume that the interest rate for deposits equals zero and that the operating costs do not depend on the amount of credits granted.

$$\frac{d\Pi}{dL_{banks/non\text{-}banks}} = i_L - i_{CB}/m - 2\beta \frac{L_{banks/non\text{-}banks}}{Y} = 0 \tag{12}$$

Solving for loans from banks to non-banks (abbreviated from now on with L) yields the credit supply function ($L^S \geq 0$):

$$L^S = \frac{i_L - i_{CB}/m}{2\beta} \cdot Y \tag{13}$$

[13] For a single bank the money multiplier may deviate from the macroeconomic multiplier, because there are now two possible ways of outflows: currency holdings and transfers of deposits from one commercial bank to the other. However, in both cases reserves are needed.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$L^S = L^S\left(\overset{(+)}{i_L}, \overset{(-)}{i_{CB}}, \overset{(+)}{m}, \overset{(-)}{\beta}, \overset{(+)}{Y}\right) \tag{14}$$

One can see that the commercial banks' supply of money / credits is positively related to the loan rate. This relationship results directly from the profit-maximising behaviour of banks and no longer indirectly from the excess reserve ratio in the money multiplier. In addition, the loan supply depends negatively on the input costs (the central bank rate) and the default risk. The real income – as an indicator for the overall economic situation – and the money multiplier have a positive effect on the supply of money / credit. If the currency ratio or the reserve ratio decrease (the multiplier increases), more credit is supplied to non-banks. In terms of the theory of derived demand, an increase of the multiplier is identical with technical progress which increases productivity.

As the credit supply is derived for an individual bank, the multiplier has to be defined differently than in a macroeconomic context. For the individual bank a demand for monetary base arises not only because of minimum reserves and cash withdrawals, but because of payments by its customers to other banks. Thus, if a bank provides credit it also has to take into account that the money supplied can be transferred to another bank. From the standpoint of the individual bank such payments are identical with a cash withdrawal. Analytically, it can be included in the multiplier formula by defining the "currency ratio" as a ratio that describes the probability of cash withdrawals plus transfers to other banks.

This microeconomic multiplier depends on the size of the banks. In a highly competitive system with many small banks, the "currency ratio" gets very high and the multiplier tends to unity. In this case our credit supply function becomes:

$$L^S = \frac{i_L - i_{CB}}{2\beta} \cdot Y \tag{13a}$$

The rationale of this function is that changes in reserves can no longer affect the credit supply as a very high probability of a transfer to another bank is identical with a 100 percent reserve requirement.

The other extreme is a monopolistic commercial bank. In this case all payments are made within this bank. Thus, the microeconomic multiplier of this bank is identical with the macroeconomic multiplier.

D. The complete model

The complete model combines the macroeconomic money / credit market, the money multiplier relation and the market for central bank money. We first describe the model graphically in figure 2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

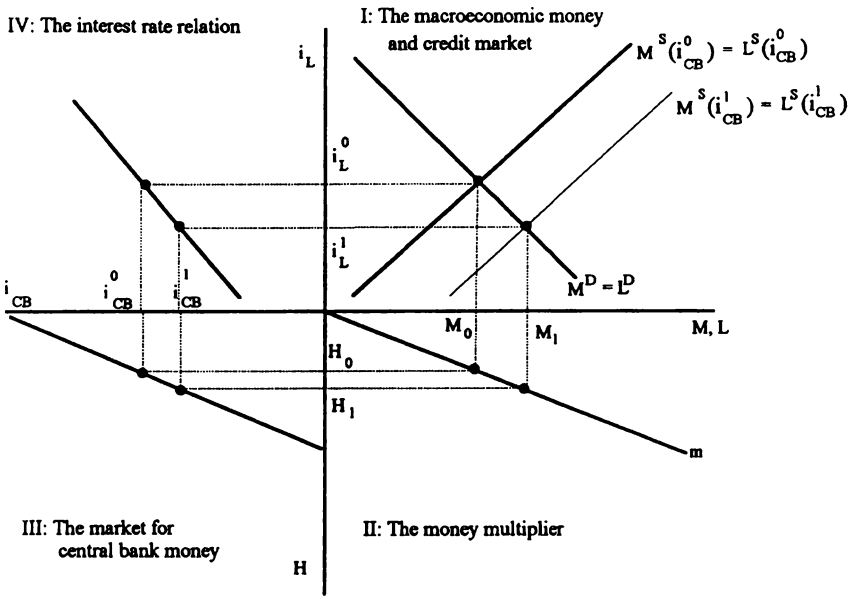


Figure 2: The price theoretic money supply model

The first quadrant shows the macroeconomic money and credit market. Since the credit supply is a function of the central bank rate, this rate determines the position of the credit supply and thus the equilibrium loan rate and the equilibrium stock of money / credit. (M_0). The multiplier relation in the second quadrant shows how much monetary base the banks need in order to satisfy reserve requirements and cash withdrawals. It has been mentioned that the microeconomic multipliers of the individual banks can be much higher than the macroeconomic multiplier. However, if there is a functioning money market between the commercial banks, the *net* demand of the bank system will always be determined by the macroeconomic multiplier.[14]

The combination of the specific central bank rate i^0_{CB} and the quantity of base money demanded by banks (H_0) gives one point on the monetary base demand curve illustrated in the third quadrant. The complete demand curve for monetary base is the outcome of alternative levels of central bank rates. For instance, if the central bank follows an expansionary monetary policy and reduces the central bank rate to i^1_{CB}, input costs for commercial banks decline. Thus, they are willing to provide the same amount of credits at a lower loan rate or to offer more credits at the

[14] See *Fuhrmann* (1986, p. 133): "Die (...) Interbankbeziehungen werden dann als eine Art Ausgleichsmechanismus interpretiert, der in realiter bestehende Ungleichheiten zwischen den einzelnen Instituten (wie unterschiedliche Kreditnachfrageelastizitäten, Einlagen-Aufkommen etc.) ausgleicht und so quasi zu einem homogenen System führt."

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

given rate, i.e. the credit supply curve shifts to the right. In the new equilibrium on the credit market the money stock has increased to M_1 which requires a higher amount of high-powered money (H_1). This leads to a negatively sloped demand curve for monetary base.

In a deterministic world the central bank can therefore achieve a targeted level of the money stock (or of the loan rate i_L^1) either by a policy of interest rate targeting (using i_{CB} as its operating target) or by a policy of base targeting (using H as its operating target).

Combining the old and new equilibrium in the graph also reveals a positive linear relationship between the two different interest rates in the fourth quadrant. The interpretation is similar to the money multiplier as a relation between the money stock and the monetary base. Every equilibrium credit market rate goes along with exactly one central bank rate (for example i_L^0 and i_{CB}^0). Since the 'interest rate curve' is the remaining relation of the system its slope depends on the conditions on the credit / money market, the money multiplier and on the aggregate monetary base demand.

Solving the model formally not only yields the equilibrium rate of the money stock and the loan rate, but also the demand function for central bank money. By equating credit / money demand with supply (equations 4 and 11),

$$L^D = L^S = L \qquad \text{or} \qquad \mu + \gamma \cdot Y - \alpha \cdot i_L = \frac{i_L - i_{CB}/m}{2\beta} \cdot Y \tag{15}$$

one obtains the equilibrium loan rate as a function of the central bank rate, the money multiplier, real income, the insolvency factor and income and interest coefficients of money demand.

$$i_L = \frac{2\beta\mu + (2\beta\gamma + i_{CB}/m) \cdot Y}{2\alpha\beta + Y} \ . \tag{16}$$

In this general form equation (16) is the formal representation of the interest rate relation between the loan rate and the central bank rate drawn in quadrant IV. The slope $\partial i_L / \partial i_{CB} = Y/(2\alpha\beta + Y) \cdot m$ is definitely positive since $\alpha, \beta, m > 0$.

From the equilibrium credit rate the equilibrium stock of money / credit can be derived by substituting (16) either in the money demand function (4) or in the credit supply function (13). Here it is inserted into (4) and yields:

$$M = L = \mu + \gamma \cdot Y - \alpha \cdot \frac{2\beta\mu + (2\beta\gamma + i_{CB}/m) \cdot Y}{2\alpha\beta + Y} = \frac{Y}{2\alpha\beta + Y} \cdot \left(\mu + \gamma \cdot Y - \alpha \cdot \frac{i_{CB}}{m}\right) . \tag{17}$$

Together with the multiplier relation (equation 9) this can finally be used to derive the demand function for central bank money:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$H^D = \frac{1}{m} \cdot M = \frac{Y}{2\alpha\beta + Y} \cdot \left(\frac{\mu + \gamma \cdot Y}{m} - \alpha \cdot \frac{i_{CB}}{m^2} \right) \tag{18}$$

This shows a negative relationship between the costs of central bank credits and the quantity demanded. The slope of the curve is:

$$dH^D / di_{CB} = -\alpha Y / \left((2\alpha\beta + Y) \cdot m^2 \right) \qquad \text{with } \alpha, \beta, m, Y > 0 \,. \tag{19}$$

The concrete values of the monetary base or the central bank rate depend on the operating procedure of the central bank. If it targets the monetary base (H^*), the central bank rate is determined endogenously.

$$H = H^S = H^D = H^* \qquad \text{monetary base targeting} \tag{20}$$

If the central bank sets the central bank rate instead, the monetary base results from the demand function which also depends on the conditions on the macroeconomic money and credit market.

$$H = H^S = H^D(i^*_{CB}) = \frac{Y}{2\alpha\beta + Y} \cdot \left(\frac{\mu + \gamma \cdot Y}{m} - \alpha \cdot \frac{i^*_{CB}}{m^2} \right) \qquad \text{interest rate targeting} \tag{21}$$

The results can be summarised as follows:

- The central bank can directly determine the conditions on the market for central bank money.
- The money stock is the result of an interdependent process of the operations of three agents: central bank, commercial banks and non-banks. The decision of commercial banks to grant credits to non-banks and therefore create money depends crucially on the costs for central bank credits.
- If all functions were stable and known to the central bank, it could perfectly control the money stock (or the interest rate i_L) with both operating procedures (monetary base or interest rate targeting).

It is important to note the way how the model is based on a *short-term or medium-term* perspective. In the *very short run* the money stock becomes more or less exogenous, as commercial banks cannot reduce their credit portfolio overnight. Thus, their sensitivity to changes in the central bank rate is relatively low, which means the demand curve for central bank money in the third quadrant becomes relatively steep (interest inelastic). In very short run variations in the money stock would require extremely large adjustments changes in the central bank rate, which most central banks try to avoid. This explains the widely preferred strategy of an "interest rate smoothing" (see for explanations e.g. *Cukierman* 1992, *Goodfriend* 1991, *Goodhart* 1996).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

E. The effects of shocks ("Poole analysis")

For a deterministic world the model implies that a central bank has complete control over the economy independently of the control procedure it uses. But in reality there is clear preference of all central banks for using a short-term interest rate as the operating target of monetary policy. This can be explained by introducing the more realistic case of stochastic shocks.

This kind of analysis goes back to *Poole* (1970) who evaluated the merits of interest rate targeting and monetary targeting at the level of the macroeconomic money market. Our model shows that the more relevant level is the market for central bank money as this is the field which the central bank can directly control with its operating targets.[15] All stochastic shocks studied here are variations of additive error terms that have to be added to the money demand, credit supply and money multiplier equation of the model. We abstract from shocks that affect the slopes of the curves on the macroeconomic money market.

I. Money demand shocks

In the case of an unstable money demand the money demand curve shifts to M_1^D or M_2^D as shown in figure 3. In this analysis we assume that the currency ratio and the money multiplier remain unchanged, i.e. changes in the two components currency and deposits work in the same direction. Shocks which affect the multiplier will be described in section 5.3.

For a given money supply function shifts of the money demand curve to M_1^D and M_2^D result in the new equilibrium money stocks M_1^* and M_2^* and the corresponding credit market rates i_L^1 and i_L^2. The variation in money demand also affects commercial banks' demand for monetary base. If money demand increases to M_1^D, then banks ceteris paribus (at the initial central bank rate i_{CB}^0) increase their demand for central bank credits to H_1. This is equivalent to an outward shift of the monetary base demand curve in the third quadrant. Moreover, the "interest rate curve" in the fourth quadrant is affected and shifts upwards.[16]

The ultimate effects of money demand shocks depend crucially on the central bank's operating procedure. If it pursues a policy of *interest rate targeting,* i.e. it fixes the level of the central bank rate (here i_{CB}^0), the money demand disturbances

---

15 A similar analysis has been performed by *McCallum* (1989) with the difference that in his model the target interest rate is not the central bank rate, but the interest rate on the macroeconomic money market

16 For the opposite case of a reduced money demand the equilibrium money stock decreases as well as the loan rate and the banks' demand for high-powered money. Consequently, the demand curve for the monetary base shifts inwards and the "interest rate curve" downwards.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

will be transformed into fluctuations of the monetary base. The central bank will offer exactly that amount of high-powered money which commercial banks need to realise the new equilibrium money stocks M_1^* and M_2^*. Thus, an unstable money demand results in money stock changes as well as in changes of the loan rate, although the central bank rate is kept constant.[17]

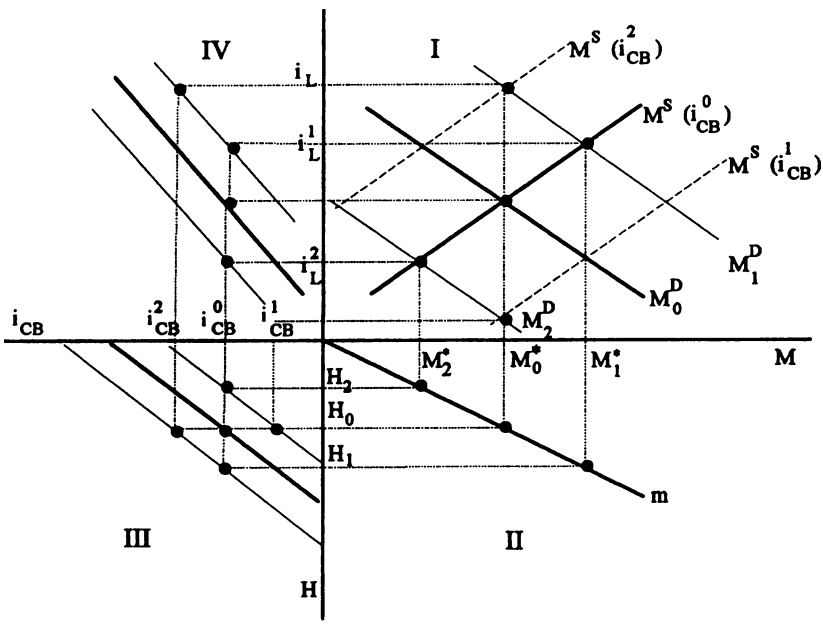


Figure 3: Money demand shocks

If the central bank targets *the monetary base,* the monetary base is always kept constant (here H_0). In the case of money demand disturbances and resulting shifts in the commercial banks' base demand the central bank rate has to be adjusted. For instance, if the demand for high-powered money increases, the central bank rate must be raised to i_{CB}^1, such that H_0 will be realised on the new base demand curve. The higher costs of refinancing reduce the credit supply and shift the banks' supply curve just as much upwards that the equilibrium money stock is reached at the initial level M_0^*. Analogously, in the case of a reduction in the money demand the central bank rate has to decline to i_{CB}^1 so that the credit supply increases.

[17] This is also the result in the money supply model of *Müller/Worms* (1995, p. 9). They conclude that credit demand shocks – which is the only shock they study – will make central bank reserves and therefore the monetary base endogenous, as long as "the central bank does not care for deviations in the money market interest rate."

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Thus, if money demand shocks are prevalent in an economy, the policy implications are the following:

- If the central bank uses the *money stock* as its intermediate target, the monetary base must be its operating target, as the effects of the money demand shocks on the money stock can completely be compensated by fluctuations of the central bank rate.
- If the central bank uses the *commercial banks' interest rate* (i_L) as its intermediate target, the central bank rate must be its operating target, as this policy leads to lower fluctuations of i_L. However, under both operating procedures a perfect control of i_L is not possible.

II. Money (credit) supply shocks

A second shock are disturbances which shift the credit / money supply curve as shown in figure 4.[18] Such shocks are related to the behaviour of commercial banks, e.g. changes in technology. One can see that such disturbances lead to shifts of the demand for monetary base and the "interest rate curve" for a given central bank rate.

Again the final outcome is determined by the operating procedure of the central bank. In the case of interest rate targeting the central bank has to allow for changes in the monetary base and the credit / money supply instability fully transmits into variations of M (M_1^* and M_2^*). This can be avoided by targeting the monetary base. The ensuing changes in the central bank rate will cause shifts of the credit (money) supply curves back to their initial position.

If credit / money supply shocks are predominant the monetary base is superior to the central bank rate as an operating target, independently of whether the money stock (M) or the loan rate (i_L) are used as the intermediate target of the central bank.

III. Money multiplier shocks

Fluctuations of the money multiplier are the third source of disturbances in our model. They can result from changes in the currency ratio or the reserve ratio. The latter can be excluded if the commercial bank are required to hold minimum reserves. The empirical evidence shows that the banks' working balances normally lie below the compulsory reserves. But even in systems with extremely low minimum reserve requirements, e.g. in the United Kingdom, excess reserves do not play a major role in the determination of the money multiplier.

[18] Changes in real income (Y) would not only affect credit supply but also credit demand. The outcome for the preferability of the optimal control procedure remains unchanged.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

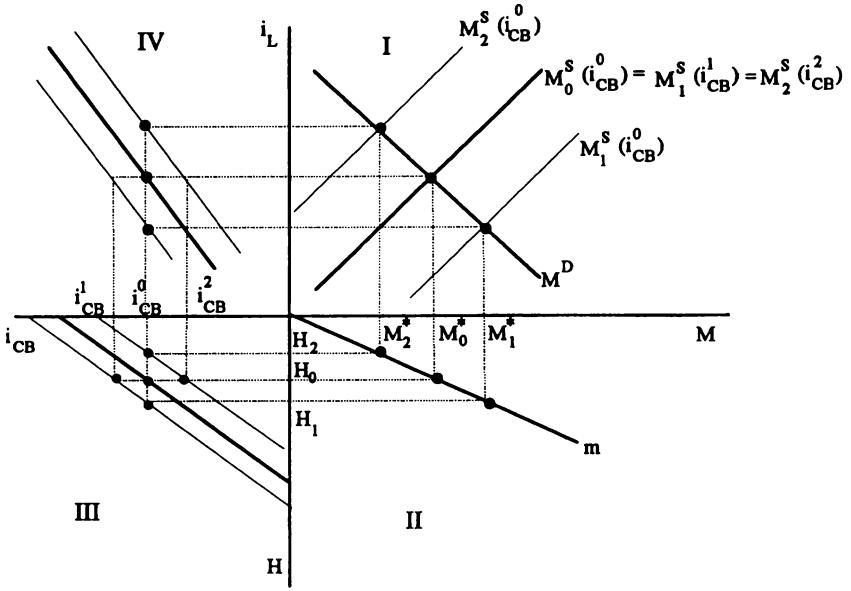


Figure 4: Credit (money) supply shocks

If one assumes the shock of a decrease in the currency ratio,[19] the multiplier curve in figure 5 becomes steeper (m_1).

For the banks the increase in the multiplier is equivalent to a productivity improvement in the case of derived demand. Thus, the credit supply curve is shifted to the right (M_1^S). The effect of this shock on the demand for monetary base is more difficult to assess. While the increase in the credit supply implies a higher demand for base money, the higher multiplier reduces the amount of the monetary base that is needed to produce a given amount of money. Thus, the final effect on the demand for central bank money is ambiguous.

The condition for the more likely negative relation between the multiplier and the demand for central bank money ($\partial H^D/\partial m < 0$) can be derived by partially differentiating equation (17) with respect to the multiplier.

$$(22) \quad \frac{\partial H^D}{\partial m} = \frac{Y}{2\alpha\beta + Y}\left(-\frac{\mu + \gamma \cdot Y}{m^2} + \frac{2\alpha \cdot i_{CB}}{m^3}\right)$$
$$= -\frac{Y}{(2\alpha\beta + Y)\cdot m^2}\left(\mu + \gamma Y - \frac{2\alpha \cdot i_{CB}}{m}\right) < 0, \qquad \text{if} \quad \mu + \gamma \cdot Y - \frac{2\alpha \cdot i_{CB}}{m} > 0$$

[19] For the following analysis we assume a change in the currency ratio which leaves the aggregate money demand – as the sum of cash and deposits – unchanged.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

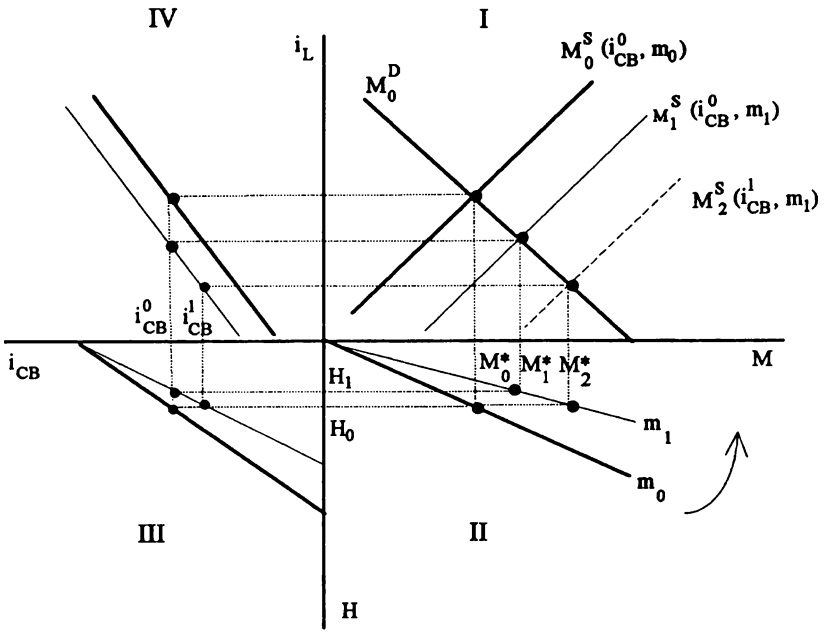


Figure 5: Money multiplier shocks

This condition always holds if the term in brackets is positive. More formally, one can see from the money demand function (equation 4) that a positive money stock requires $\mu + \gamma \cdot Y > \alpha \cdot i_L$. If we substitute the term on the right hand side for the first term in (22), we obtain:

$$\alpha \cdot i_L > \frac{2\alpha \cdot i_{CB}}{m} \qquad \text{or} \qquad m \cdot i_L > 2i_{CB} \tag{23}$$

Thus, the demand for the monetary base always decreases with a money multiplier increase, if the central bank rate is below or equal to the loan rate and if the multiplier is bigger than two.[20] Both assumptions are very plausible; in Germany the multiplier is at the moment 3.0 for the money stock $M1$ and bank lending rates are much higher than the Repo rate. In the graph this outcome always results as long as the credit supply is not shifted further to the right than M_2^*. One can see that the combination of M_2^* and m_l leads to the same demand for monetary base (H_0) as the combination of M_0^* and m_0.

20 One has to be aware that this is a rather restrictive condition and the reverse does not have to hold. Even if $i_L > 2 \cdot i_{CB}/m$ is not fulfilled, the term in brackets can be positive since $\mu + \gamma \cdot Y$ does not have to be equal to $\alpha \cdot i_L$. Consequently from $\alpha \cdot i_L < 2\alpha \cdot i_{CB}/m$ you cannot follow that the bracket term is negative.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Again the operating procedure of the central bank determines how the shock will be transmitted. If the central bank holds the *central bank rate* constant, money multiplier shocks lead to fluctuations in the monetary base (H_1) and the money stock (M_1^*). In the case of *base targeting* the disturbances on M and i_L are even bigger. The stabilisation of H_0 requires a reduction of the central bank rate (i_{CB}^1), which lowers the costs for central bank credits and therefore shifts the credit supply curve of commercial banks even further to the right (M_1^S).

The policy implications are straightforward. If multiplier shocks are predominant, the central bank rate is always the superior operating target. However, with such disturbances a perfect control of the money stock or the loan rate (i_L) is not possible.

IV. Summary of the results

The results of our analysis are summarised in table 5. One can see that for both intermediate targets no clear policy recommendations can be given:

- If a central bank uses the money stock as its intermediate target, the monetary base should be used as the operating target but only if money demand and money / credit supply shocks are more important than multiplier shocks.
- If a central bank targets the loan rate (i_L), it should use the central bank rate as its operating target but only if multiplier and money demand shocks are more important than money / credit supply shocks.

In reality the "central bank rate" is used by all central bank as the operating target of monetary policy. In addition, no central bank is targeting the money stock in a consequent way. Thus, one can say that this dominant approach is an optimum strategy, if shocks of the money / credit supply are of secondary importance. At least in the short term this result seems plausible but it requires a comprehensive empirical analysis.

Finally, our Poole type analysis at the level of the market for central bank money shows that the shocks that have to be analysed are quite different from the shocks at the level of the macroeconomic money market.[21]

F. The link to other stages of the monetary transmission mechanism

Our model of the money supply is a device for explaining the very first part of the monetary transmission mechanism. It shows the impact of the central bank's

[21] And even in the IS / LM- framework the traditional Poole analysis is incomplete as it neglects shocks to the aggregate supply function; see *Bofinger* et al. (1996, pp. 336 - 344).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

policy decisions on the commercial banks and thus on the money stock and interest rates for bank customers. In contrast to most other model it can explicitly analyse changes in official interest rates.

This information can be used to enrich such models that assume perfect controllability of the money stock; a standard assumption in nearly all approaches like the traditional IS / LM-AS / AD-model. If one gives up the extreme restriction of an exogenous money stock and replaces it by a price theoretic money supply model, one can create a link between the role of the central bank and the effects of monetary policy on real and nominal macroeconomic variables. As a first step into this direction we will derive an LM curve from the money supply model presented above. We will see that its slope depends on the control procedure of the central bank.

An LM curve in an i_L / Y-diagram can be derived by analysing the effects of income changes on the equilibrium loan rate. Point Q corresponds to the original real income Y_0 and loan rate i_L^0. An increase in real income shifts both the money demand and credit supply curve to the right, which leads to a higher equilibrium money stock. The effect on the loan rate on the other hand is ambiguous. Only if the following assumption is fulfilled, differentiating the equilibrium loan rate (equation 16) with respect to income yields a positive term:

$$\frac{\partial i_L}{\partial Y} = \frac{2\alpha\beta \cdot \left(2\beta\gamma + \frac{i_{CB}}{m} - \frac{\mu}{\alpha}\right)}{(2\alpha\beta + Y)^2} > 0 \,, \qquad \text{if} \qquad 2\beta\gamma + \frac{i_{CB}}{m} > \frac{\mu}{\alpha} \tag{24}$$

Thus point R is the new equilibrium on the macroeconomic money market, if the central bank targets the central bank rate (the monetary base H_1 being endogenous). If the monetary base (H_0) is the operating target, the central bank rate goes to i_{CB}^1. Point S becomes the new equilibrium.

Transferring both points into the IS / LM-diagram yields two LM curves with different slopes. In the case of monetary base targeting the LM curve is much steeper, as the loan rate rises more as a consequence of the higher central bank rate. The money stock is constant along the LM curve as in the traditional approach, but for different reasons. If the central bank on the other hand pursues interest rate targeting, the LM curve is flatter and the money stock varies along the curve.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

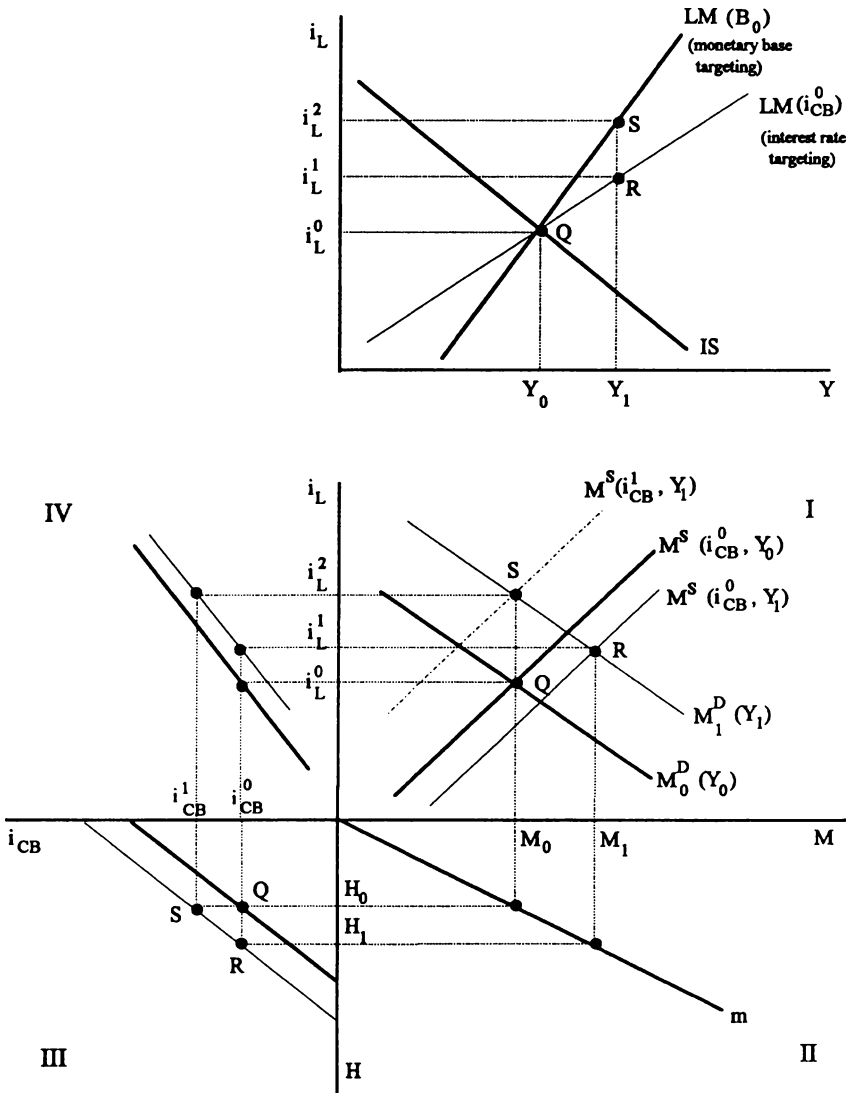


Figure 6: The LM curve in the price theoretic money supply model

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

G. Conclusions

Our model provides a price-theoretic foundation of the "credit channel". It is based on a simple model of derived demand with the monetary base as the input good and the money stock as the output good. With our approach it is possible to analyse how changes in the central bank's interest rate (Repo rate) affect the money supply. This is a major advantage over most other models which can only show the effects of changes in reserves. In addition, it can be used both for countries where the central bank issues reserves against bonds and for countries where the central bank provides direct credits to commercial banks. The model has important implications for the choice of operation procedures. With a Poole-type analysis one can show that the it depends on the nature of prevailing shocks (money demand, credit supply, multiplier) and on the intermediate target (money stock, loan rate of commercial banks) whether one should choose the central bank rate or the monetary base as the operating target of the central bank.

References

Bernanke, B. S. / *Blinder,* A. (1988), Credit, Money and Aggregate Demand, in: American Economic Review, Vol. 78, No. 2, pp. 435 - 439.

Bernanke, B. S. / *Gertler,* M. (1995), Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, pp. 27 - 48.

Blanchard, O. (1997), Macroeconomics, London: Prentice-Hall International.

Blinder, A. S. (1997), Distinguished Lecture on Economics in Government: What Central Bankers Could Learn from Academics – and Vice Versa, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, No. 2, pp. 3 - 19.

Bofinger, P. / *Reischle,* J. / *Schächter,* A. (1996), Geldpolitik: Ziele, Institutionen, Strategien und Instrumente, München: Vahlen.

Brunner, K. (1973), A Diagrammatic Exposition of the Money Supply Process, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, No. 4, pp. 481 - 533.

Brunner, K. / *Meltzer,* A. H. (1966), A Credit Market Theory of the Money Supply and an Explanation of Two Puzzles in US Monetary Policy, in: Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali, Vol. 13, pp. 405 - 432.

Burda, M. / *Wyplosz,* C. (1997), Macroeconomics. A European Lit, Oxford University Press, 2nd ed.

Cukierman, A. (1992), Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence, Cambridge, Mass.: MIT Press.

Dornbusch, R. / *Fischer,* S. (1994), Macroeconomics, 6th ed., New York: McGraw Hill.

Fisher, I. (1932), Booms and Depressions, London: George Allen and Unwin.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Goodfriend, M. (1991), Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy, in: Carnegie Rochester Conference Series, Vol. 34, Spring 1991, pp. 7 - 30.

Goodhart, C. (1996), Why do the Monetary Authorities Smooth Interest Rates?, Special Paper No. 81, LSE Financial Markets Group, Feb. 1996.

Kashyap, A. K. (1997), The Lending Channel and European Monetary Union, in: Stefan Collignon (ed.), European Monetary Policy, London: Pinter.

Kashyap, A. K. / *Stein,* J. C. (1994), Monetary Policy and Bank Lending, in: N. Gregory Mankiw (ed.), Monetary Policy, Chicago: The University of Chicago Press.

McCallum, B. T. (1989), Monetary Economics. Theory and Policy, New York: Macmillan.

Meltzer, A. H. (1995), Monetary, Credit (and Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, pp. 49 - 72.

Mishkin, F. S. (1995a), Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, pp. 3 - 10.

– (1995b), The Economics of Money, Banking, and Financial Markets, 4th ed., Harper Collins Publishers.

Müller, M. / *Worms,* A. (1995), Targeting Monetary Aggregates, Interest Rate Movements, and Credit Demand, Working Papers at the University of Frankfurt edited by Prof. Wolfgang Gebauer.

Poole, W. (1970), Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model, in: Quarterly Journal of Economics, Vol. 84, No. 1, pp. 197 - 216.

Riese, H. (1986), Theorie der Inflation, J.C.B. Mohr (Paul Siebeck).

Romer, C. / *Romer,* D. (1993), Credit Channel or Credit Actions? An Interpretation of the Postwar Transmission Mechanism, NBER Working Paper No. 4485, October 1993.

Taylor, J. B. (1995), The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, pp. 11 - 26.

Tobin, J. (1963), Commercial Banks as Creators of 'Money', in: D. Carson (ed.) Banking and Monetary Economics, Homewood, Illinois, pp. 408 - 419.

– (1969), A General Equilibrium Approach To Monetary Theory, in: Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 1, No. 1, S. 15 - 29.

Sachs, J. D. / *Larrain,* B. F. (1993), Macroeconomics in the Global Economy, New York: Harvester Wheatsheaf.

Stöß, E. (1996), Enterprises' Financing Structure and Their Response to Monetary Policy Stimuli – an Analysis Based on the Deutsche Bundesbank's Corporate Balance Sheet Statistics, Discussion Paper No. 9/96, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Geldnachfrage und Geldpolitik in Europa

Von *Volker Clausen,* Kiel*

A. Problemstellung

In der Diskussion um die künftige Ausgestaltung der Europäischen Währungsunion (EWU) nimmt die Frage nach der geldpolitischen Strategie der Europäischen Zentralbank (EZB) breiten Raum ein. Dabei sind es lediglich zwei Strategien, die in die engere Wahl kommen – eine Geldmengensteuerung oder eine direkte Inflationssteuerung (*Europäisches Währungsinstitut* (1997), *Deutsche Bundesbank* (1998)). Die Entscheidung zwischen beiden Strategien hängt unter anderem von den Eigenschaften der europäischen Geldnachfragefunktion ab. Eine stabile Geldnachfrage in Europa wird vielfach als Voraussetzung für eine Strategie der Geldmengensteuerung angesehen. Demzufolge befassen sich, ausgehend von *Kremers* und *Lane* (1990), zahlreiche Studien mit der Schätzung europäischer Geldnachfragefunktionen. In der Zwischenzeit ist auch eine Reihe von Übersichtsbeiträgen zu diesem Forschungsgebiet erschienen.[1]

Der vorliegende Beitrag enthält im Vergleich zu bisherigen Studien die folgenden Schwerpunkte: Erstens werden systematisch die Eigenschaften entwickelt, die die Geldnachfragefunktion in einem Regime der Geldmengensteuerung aufweisen sollte. Dabei werden unterschiedliche Stabilitätskonzepte voneinander abgegrenzt und im Hinblick auf ihre jeweilige Bedeutung für die Geldpolitik diskutiert. In diesem Zusammenhang werden unter anderem die Länge und die Variabilität der Anpassungsverzögerungen in der Geldnachfrage ausführlich behandelt. Bereits *Friedman* (1961) hat auf die Probleme für die Geldpolitik hingewiesen, die aus langen und variablen Wirkungsverzögerungen resultieren können. In diesem Beitrag wird der Sachverhalt genutzt, daß in einfachen dynamischen Modellen die durchschnittliche Länge *und* die Varianz der Anpassungsverzögerungen *direkt* auf der Grundlage der von *Bewley* (1979) vorgeschlagenen Transformation des Fehlerkorrekturmodells geschätzt werden können.[2]

---

* Ich danke den Ausschußmitgliedern und meinen Kollegen am Institut für zahlreiche nützliche Anregungen. Ferner danke ich Günter Coenen und Bernd Hayo für konstruktive Anmerkungen zu einer früheren Version dieses Beitrags. Alle verbliebenen Unzulänglichkeiten sind allein mir anzulasten.

[1] Vgl. *van Riet* (1992), *Falk* und *Funke* (1995), *Monticelli* und *Papi* (1996b), *Bruggeman* (1997) sowie *Browne, Fagan* und *Henry* (1997).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zweitens werden in diesem Beitrag die Ergebnisse für die Geldnachfragefunktionen auf nationaler und auf aggregierter Ebene direkt einander gegenübergestellt. Die Mehrheit der bisherigen empirischen Untersuchungen zur Geldnachfrage in Europa aggregiert die nationalen Daten und weist lediglich die Schätzergebnisse für die europäische Geldnachfragefunktion aus.[3] Durch die Gegenüberstellung der Schätzergebnisse können Hinweise auf etwaige Asymmetrien im Geldnachfrageverhalten in den Mitgliedsländern der Europäischen Währungsunion gewonnen werden. Drittens wird auch auf die Frage nach der Kontrollierbarkeit der Geldmengenentwicklung eingegangen, die in den anderen Untersuchungen in der Regel ausgeblendet bleibt.

Abschnitt B enthält die systematische Aufbereitung der Anforderungen an die Geldnachfragefunktion, die das Referenzsystem für die Diskussion der empirischen Befunde bezüglich der europäischen Geldnachfrage in Abschnitt C bildet. Abschnitt D erörtert die Implikationen für die Geldpolitik der EZB.

B. Zur Bedeutung der Geldnachfragefunktion für die Geldpolitik

Die Bedeutung der Geldnachfragefunktion für die Geldpolitik ist vom geldpolitischen Regime abhängig. Bei einer Strategie der Inflationssteuerung spielt die Geldnachfragefunktion eine stark untergeordnete Rolle. In einem Regime der Geldmengensteuerung kommt den Eigenschaften der Geldnachfragefunktion zentrale Bedeutung zu. In diesem Abschnitt werden die folgenden vier Problembereiche behandelt: die Spezifikation der gleichgewichtigen Geldnachfrage, die Rolle von Anpassungsverzögerungen, die Stabilität der Geldnachfragefunktion und die Kontrolle der Geldmenge.

I. Spezifikation der gleichgewichtigen Geldnachfrage

Von geldpolitischem Interesse sind die Determinanten der Geldnachfrage wie auch die Größenordnungen der zugehörigen Koeffizienten.

---

[2] Obwohl dieser Zusammenhang bereits von Bewley sowie von *Wickens* und *Breusch* (1988) theoretisch abgeleitet worden ist, hat er bisher in ökonometrischen Studien zur Geldnachfrage keine Anwendung gefunden.

[3] Vgl. beispielsweise *Kremers* und *Lane* (1990) sowie *Falk* und *Funke* (1995). Ein indirekter Ansatz wird von *Fase* (1994) gewählt, der die nationalen Geldnachfragegleichungen schätzt und die ermittelten Parameter aggregiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

1. Determinanten der Geldnachfrage

Die Geldnachfragefunktion soll die Verbindung zwischen dem monetären und dem realwirtschaftlichen Sektor herstellen. Den traditionellen Ausgangspunkt bilden Spezifikationen, in denen die Geldnachfrage vom Preisniveau, vom Realeinkommen und vom Zinsniveau abhängig ist. Zwar identifiziert die Theorie der Geldnachfrage zahlreiche weitere potentielle Einflußfaktoren wie etwa zusätzliche Opportunitätskostenvariablen, Vermögen und Finanzinnovationen (*Laidler* (1993)). Trotzdem sollte aus geldpolitischer Sicht die Geldnachfragefunktion möglichst wenige Determinanten enthalten (*Judd* und *Scadding* (1982)).

2. Höhe der Koeffizienten

Die wichtigste Eigenschaft ist die lineare Homogenität der Geldnachfrage im Hinblick auf das Preisniveau, d.h., eine Preiselastizität der Geldnachfrage in Höhe von Eins. Die Theorien der Geldnachfrage beinhalten in der Regel diese Eigenschaft, und in der Mehrzahl der empirischen Untersuchungen wird diese Restriktion vorgegeben.[4]

Eine weitere, aus Sicht der Geldpolitik wünschenswerte Eigenschaft der Geldnachfragefunktion ist eine Einkommenselastizität der Geldnachfrage in Höhe von Eins. In Verbindung mit der linearen Homogenität der Geldnachfrage in bezug auf das Preisniveau resultiert daraus eine im Durchschnitt konstante Umlaufgeschwindigkeit des Geldes. Die lineare Homogenität im Einkommen ist weniger bedeutsam als die in bezug auf das Preisniveau, weil eine von Eins verschiedene Einkommenselastizität der Geldnachfrage ohne weiteres bei der Bemessung von Geldmengenzielen Berücksichtigung finden kann (*Deutsche Bundesbank* (1995b)).

Die Frage nach der Bedeutung der Zinsreagibilität der Geldnachfrage für die Geldpolitik ist weniger einfach zu beantworten.[5] Als ein Kriterium wird häufig die Bedeutung der Zinsreagibilität der Geldnachfrage für die *Wirksamkeit der Geldpolitik* bei der Beeinflussung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage herangezogen. Im traditionellen IS-LM-Modell ist die Geldpolitik um so wirksamer, je geringer die Zinsreagibilität der Geldnachfrage ist. Nach dieser Argumentationslinie wäre

---

[4] Die Gültigkeit dieser Restriktion ist jedoch keineswegs zwingend. Ist beispielsweise die Geldnachfrage auch abhängig vom Finanzvermögen und beinhaltet das Finanzvermögen auch Komponenten, die nicht in bezug auf das Preisniveau indexiert sind, führt ein Preisniveauanstieg zu einer realen Entwertung des Finanzvermögens. In dieser Konstellation ist die Preiselastizität der Geldnachfrage kleiner als Eins.

[5] Als Reagibilität wird die partielle Ableitung basierend auf nicht-logarithmierten Niveaus der Variablen bezeichnet. Die Unterscheidung zwischen Reagibilitäten, Semi-Elastizitäten und Elastizitäten ist von Bedeutung, weil theoretische Analysen häufig auf die Zinsreagibilität abstellen, während in empirischen Analysen Semi-Elastizitäten bzw. Elastizitäten geschätzt werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

aus Sicht der Geldpolitik eine niedrige Zinsreagibilität der Geldnachfrage wünschenswert (*Clausen* (1994)).

Es ist jedoch ohne weiteres möglich, ein makroökonomisches Modell zu konstruieren, in dem das entgegengesetzte Ergebnis abgeleitet werden kann oder in dem die Zinsreagibilität der Geldnachfrage überhaupt keinen Einfluß auf die Wirksamkeit der Geldpolitik hat. Auch dieser Sachverhalt läßt sich anhand des einfachen IS-LM-Modells illustrieren.[6] Im folgenden sei angenommen, daß nicht die Geldmenge, sondern der Zins die geldpolitische Instrumentvariable ist. Ferner wird angenommen, daß in der Güternachfragegleichung nicht der Zins, sondern die reale Geldmenge als Determinante der Güternachfrage enthalten ist, d. h.:

$$\frac{M}{P} = a_{11}Y - a_{12}r \quad (LM) \tag{1}$$

$$Y = a_{13}\frac{M}{P} + G \quad (IS)\ . \tag{2}$$

Alle Parameter seien positiv. In dieser Modellspezifikation reagieren die endogenen Variablen reale Geldmenge (M/P) und Realeinkommen (Y) auf Veränderungen der Politikvariablen Zinsniveau (r) und reale Staatsausgaben (G). Die formale Struktur des Modells läßt sich übersichtlich darstellen als:

$$\begin{bmatrix} 1 & -a_{11} \\ -a_{13} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(M/P) \\ dY \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -a_{12} & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dr \\ dG \end{bmatrix}\ .$$

Die Steigungen der LM-Kurve und der IS-Kurve sind im $(M/P, Y)$-Diagramm jeweils positiv:

$$\frac{d(M/P)}{dY}\Big|_{LM} = a_{11}; \quad \frac{d(M/P)}{dY}\Big|_{IS} = \frac{1}{a_{13}}\ . \tag{3}$$

Es kann gezeigt werden, daß das System stabil ist, wenn die Systemdeterminante $\Delta = 1 - a_{11}a_{13}$ größer als Null ist. Unter dieser Bedingung gilt $1/a_{13} > a_{11}$. Die Restriktion auf dem Vorzeichen der Systemdeterminante impliziert demnach, daß im $(M/P, Y)$-Diagramm die IS-Kurve im Vergleich zur LM-Kurve eine höhere Steigung aufweist.

Abbildung 1 stellt die graphische Lösung dar. Ein Anstieg des Zinsniveaus führt zu einer Verlagerung der LM-Kurve nach unten. Die IS-Kurve bleibt demgegen-

[6] Das einfache IS-LM-Modell wird gewählt, um die grundsätzlichen Zusammenhänge zu verdeutlichen. In realistischeren Modellvarianten müßte zumindest für die lange Frist ein flexibles Preisniveau unterstellt werden. Dabei wäre dann auch sinnvollerweise zu unterscheiden zwischen Nominal- und Realzinsen sowie darüber hinaus zwischen kurz- und langfristigen Zinsen. Die Formulierung und Auswertung eines derartigen Modells geht jedoch über den Rahmen der vorliegenden Studie hinaus.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

über unverändert. Das neue Gleichgewicht in E_1 ist im Vergleich zum Ausgangsgleichgewicht durch einen Rückgang der realen Geldhaltung und des Realeinkommens gekennzeichnet.

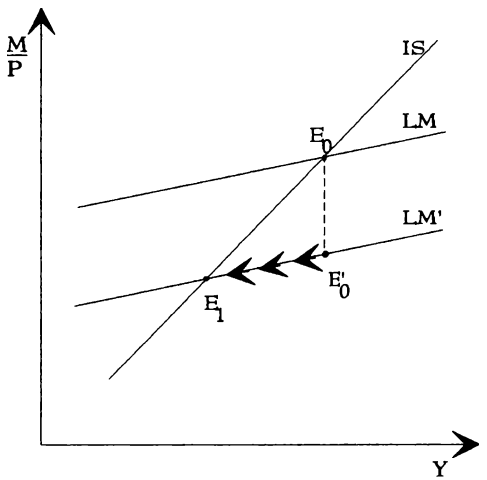


Abbildung 1: Auswirkungen einer restriktiven Zinspolitik im IS-LM-Modell mit endogener Geldmenge

Die formale Ableitung der Wirkungen der Zinspolitik ergibt:

$$\frac{d(M/P)}{dr} = -\frac{a_{12}}{1 - a_{11}a_{13}}; \quad \frac{dY}{dr} = -\frac{a_{12}a_{13}}{1 - a_{11}a_{13}} . \tag{4}$$

Die Zinsreagibilität der Geldnachfrage a_{12} tritt jeweils nur in den Zählerausdrücken auf. Dementsprechend ist die Geldpolitik in Form der Zinspolitik um so wirksamer, je *höher* die Zinsreagibilität der Geldnachfrage ist.

In bezug auf die dynamischen Anpassungsprozesse wird häufig die Annahme getroffen, daß sich die Finanzmärkte kontinuierlich im Gleichgewicht befinden, während sich die Gütermärkte langsamer anpassen. In Abbildung 1 führt dies während des Anpassungsprozesses zu einer Entwicklung entlang der LM-Kurve. Die Geldmenge hat dann zumindest in der Anfangsphase Vorlaufeigenschaften gegenüber der weiteren Entwicklung des Realeinkommens. Dieser Sachverhalt ist vereinbar mit der Erfahrung der Deutschen Bundesbank, *daß Veränderungen der Geldmenge dem Ausgabenwachstum tendenziell vorangehen* (*Deutsche Bundesbank* (1995b), S. 78).[7]

[7] Diese Vorlaufeigenschaft ergäbe sich allerdings auch im traditionellen IS-LM-Modell mit exogener Geldmenge.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Hängt wie im traditionellen IS-LM-Modell die Güternachfrage vom Zins ab, hat die Zinsreagibilität der Geldnachfrage keinen Einfluß auf die Wirkungen der Geldpolitik. Das Niveau der Güternachfrage wird dann durch das Zinsniveau und die Staatsausgaben determiniert, während das Einkommen und die Zinsen die Entwicklung der realen Geldhaltung beeinflussen. Die IS-Kurve ist im $(M/P, Y)$-Diagramm vertikal. Die reale Geldmenge wird durch das System rekursiv bestimmt. Eine Zinserhöhung führt zu einer Verlagerung der IS-Kurve nach links und der LM-Kurve nach unten (Abbildung 2). Eine höhere Zinsreagibilität der Geldnachfrage bewirkt lediglich, daß sich die LM-Kurve stärker nach unten verlagert. Das Niveau der Güternachfrage bleibt davon unberührt. Zumindest in der Anfangsphase weist die Geldmenge wiederum Vorlaufeigenschaften gegenüber dem Realeinkommen auf.

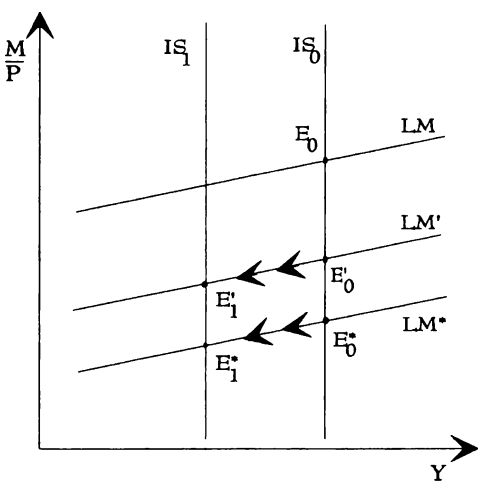


Abbildung 2: Auswirkungen einer restriktiven Zinspolitik im IS-LM-Modell mit rekursiver Geldmenge und unterschiedlichen Zinsreagibilitäten der Geldnachfrage

Als Schlußfolgerung ist festzuhalten, daß die Implikationen der Zinsreagibilität der Geldnachfrage für die Wirksamkeit der Geldpolitik nur in bezug auf ein zugrundeliegendes Modell und bei gleichzeitiger Festlegung der geldpolitischen Instrumentvariablen beurteilt werden können.

Auch im Hinblick auf die *Kontrollierbarkeit der Geldmenge* wird darauf verwiesen, daß eine hohe Zinsreagibilität der Geldnachfrage wünschenswert ist. Unter diesen Umständen sind nur relativ geringe Zinsanpassungen erforderlich, um die Geldmengenentwicklung auf dem Zielpfad zu halten (*Scharnagl* (1996)). Auf der anderen Seite führt eine hohe Zinsreagibilität der Geldnachfrage zu starken Ausschlägen in der Geldmengenentwicklung und zu einer „Abkoppelung" von der Entwicklung des Nominaleinkommens. Es besteht somit ein Konflikt zwischen der

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Kontrollierbarkeit der Geldmengenentwicklung über die Zinspolitik und der Enge der Beziehung zwischen dem geldpolitischen Zwischenziel und dem Endziel. In der Tat bevorzugt die Deutsche Bundesbank eine relativ niedrige Zinsreagibilität der Geldnachfrage und gibt unter anderem aus diesem Grund der Geldmenge M3 den Vorzug gegenüber der Geldmenge M1 als Zwischenziel der Geldpolitik (*Deutsche Bundesbank* (1995a)).

II. Bedeutung von Anpassungsverzögerungen

In einem Regime der Geldmengensteuerung sind Länge und Art von Anpassungsverzögerungen in der Geldnachfrage in mehrfacher Hinsicht von Bedeutung.

1. Zeithorizont der Geldmengensteuerung

Die Präsenz von Anpassungsverzögerungen in der Geldhaltung erfordert die Verlängerung des Zeithorizonts der Geldmengensteuerung. Kurzfristige Geldmengenziele – etwa auf Quartalsbasis – können nicht eingehalten werden. Aber selbst Geldmengenziele auf Jahresbasis können nicht unbedingt erreicht werden, weil das Ausmaß der Anpassungsverzögerungen häufig auf etwa ein Jahr geschätzt wird.[8]

2. Regelgebundene versus diskretionäre Geldpolitik

In diesem Zusammenhang ist es sinnvoll, hinsichtlich der Art der Erwartungsbildung zu unterscheiden. In Modellen *ohne* rationale Erwartungen der Akteure ist im Regelfall davon auszugehen, daß Anpassungsverzögerungen die Effizienz der Geldpolitik verringern. Dies bedeutet, daß die Geldpolitik ihre Ziele um so weniger erreichen kann, je länger die Anpassungsverzögerungen zwischen dem Instrumenteneinsatz und der Reaktion der Endzielvariablen sind (*Chow* (1975)). Generell gültige Ergebnisse – auch unter Berücksichtigung von Kovarianzen zwischen den Wirkungsparametern – lassen sich jedoch kaum ableiten (*Turnovsky* (1977)). Anpassungsverzögerungen ändern allerdings nichts an der Überlegenheit flexibler gegenüber starren Regeln (*Buiter* (1981)).

In Modellen *mit* rationalen Erwartungen verändern sich die Rahmenbedingungen für die Geldpolitik grundlegend. Verschiebungen in den strukturellen Parametern, wie etwa im Ausmaß der Anpassungsverzögerungen, haben Auswirkungen auf die optimale Geldpolitik und verändern demnach auch die Erwartungen der Privaten hinsichtlich der Ausgestaltung der Geldpolitik. Dieses wiederum verän-

---

[8] Vgl. beispielsweise *Deutsche Bundesbank* (1995b). Der Anpassungskoeffizient für den Fehlerkorrekturterm wird dort in den Schätzungen unter Einbeziehung des Vermögens als Determinante der Geldnachfrage auf etwa 0,2 geschätzt. Daraus ergibt sich eine durchschnittliche Wirkungsverzögerung in Höhe von 4 Quartalen. Vgl. dazu Anhang A.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dert die Anreize für die Geldpolitik, so daß es auch zu „unerwarteten" Implikationen für die Geldpolitik kommen kann. Die Berücksichtigung von Anpassungsverzögerungen in der Volkswirtschaft führt dazu, daß sich das Zeitinkonsistenzproblem der Geldpolitik vermindert (*Goodhart* und *Huang* (1995)). Indem die Zentralbank bei Präsenz von Anpassungsverzögerungen einen schwächeren Anreiz hat, den Phillips-Kurven Zusammenhang zu nutzen, kommt es bei diskretionärer Geldpolitik zu einer geringeren inflationären Verzerrung. Es sind mithin Konstellationen denkbar, in denen sich trotz verlängerter Anpassungsreaktionen die Effizienz diskretionärer Geldpolitik erhöht.[9]

3. Instrumenteninstabilität

In einem geldpolitischen Umfeld mit Anpassungsverzögerungen beeinflussen aktuelle geldpolitische Entscheidungen nicht nur die makroökonomische Entwicklung in der laufenden Periode, sondern auch in zukünftigen Perioden. Aktuelle geldpolitische Entscheidungen sollten von daher auch die verzögerten Wirkungen zurückliegender geldpolitischer Entscheidungen (*Pipeline Effekte*) berücksichtigen (*Blinder* (1997)). Es kann nicht ausgeschlossen werden, daß die Neutralisierung der Effekte zurückliegender Politikentscheidungen einen immer stärkeren Instrumenteneinsatz erfordert. Geldpolitische Entscheidungen, die sich immer nur am aktuellen geldpolitischen Umfeld orientieren, können in einen über die Zeit instabilen Instrumenteneinsatz münden (*Holbrook* (1972)). Dieses Problem der Instrumenteninstabilität hängt nicht vorrangig von der Länge, sondern vom zeitlichen Profil der Anpassungsverzögerungen ab. Instrumenteninstabilität tritt um so eher auf, je schwächer die aktuelle Wirkung des Instrumenteneinsatzes im Vergleich zu den erwarteten zukünftigen Wirkungen ist.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß Länge und Art der Anpassungsverzögerungen für die Geldpolitik von großer Bedeutung sind. In einem Regime der Geldmengensteuerung sollte die Dynamik in der Geldnachfragefunktion die folgenden Anforderungen erfüllen: die Anpassungsverzögerungen sollten kurz sein. In einem geldpolitischen Regime mit Jahresvorgaben für die Geldmengenentwicklung dürften die durchschnittlichen Wirkungsverzögerungen ein Jahr wohl nicht überschreiten. Ferner sollte die durchschnittliche Dauer der Anpassungsverzögerungen relativ zuverlässig sein. Diese Anforderung ist erfüllt, wenn der Standardfehler der durchschnittlichen Anpassungsverzögerung hinreichend gering ist. Schließlich sollte das Wirkungsprofil des Instrumenteneinsatzes derart ausgestaltet sein, daß das Problem der Instrumenteninstabilität nicht auftritt.

---

[9] Eine vergleichbare Konstellation liegt bei Unsicherheit über die Wirkung des Instrumenteneinsatzes vor. In Modellen mit rationalen Erwartungen und Berücksichtigung des Zeitinkonsistenzproblems kann es im Fall diskretionärer Geldpolitik bei einer Erhöhung multiplikativer Unsicherheit auch zu einer Verringerung des Inflationsbias kommen (*Pearce* und *Sobue* (1997)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

III. Stabilität der Geldnachfrage

Das Plädoyer für (oder gegen) eine geldmengenorientierte Geldpolitik wird in der Regel mit der Stabilität (bzw. Instabilität) der Geldnachfrage begründet. Dieser Stabilitätsbegriff ist jedoch vielschichtig. Aus diesem Grund werden im folgenden unterschiedliche Stabilitätsbegriffe, die in theoretischen und ökonometrischen Untersuchungen Anwendung finden, voneinander abgegrenzt und anhand der traditionellen Goldfeld-Gleichung illustriert. Die Goldfeld-Gleichung läßt sich folgendermaßen ableiten. Im langfristigen Gleichgewicht hängt die reale Geldnachfrage $(m-p)$ vom Realeinkommen (y) und vom Zinsniveau (r) ab:

$$(m-p)_t^* = \alpha_1 y_t + \alpha_2 r_t + \varepsilon_t \,. \tag{5}$$

Mit Ausnahme der Zinsniveaus sind alle Variablen in Logarithmen ausgedrückt. Die Störgröße (ε_t) erfaßt unsystematische Einflüsse der Geldhaltung. In Verbindung mit der partiellen Anpassungshypothese:

$$(m-p)_t - (m-p)_{t-1} = \lambda\left[(m-p)_t^* - (m-p)_{t-1}\right] \tag{6}$$

folgt die Goldfeld-Gleichung[10]:

$$(m-p)_t = \lambda\alpha_1 y_t + \lambda\alpha_2 r_t + (1-\lambda)(m-p)_{t-1} + \lambda\varepsilon_t \,. \tag{7}$$

Im Hinblick auf die Stabilität der Geldnachfrage und ihrer Bedeutung für die Geldpolitik ist es sinnvoll, vier Stabilitätskonzepte zu unterscheiden (Tabelle 1).

Tabelle 1

Alternative Stabilitätskonzepte für Geldnachfragefunktionen

Stabilitätskonzept	Messung
Additive Stabilität	Standardfehler der Regression Standardfehler der Störgröße Bestimmtheitsmaß R^2
Multiplikative Stabilität	Standardfehler der geschätzten Koeffizienten
Dynamische Stabilität	Tests auf Kointegration Länge und Varianz der Wirkungsverzögerung Lagverteilung
Strukturelle Stabilität	Chow- bzw. CUSUM-Tests Prognosetests Rekursive Koeffizienten

[10] Vgl. für eine ausführliche theoretische und empirische Diskussion dieser Gleichung *Goldfeld* und *Sichel* (1990).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

1. Additive Stabilität

Additive Stabilität bedeutet, daß die Störgröße (ε_t) eine vernachlässigbare Bedeutung für die Entwicklung der realen Geldhaltung hat. Anders ausgedrückt, die systematischen Determinanten der Geldnachfrage sind in der Lage, das Niveau der realen Geldhaltung hinreichend zu erklären. Additive Stabilität ist dasjenige Konzept, welches nach *Poole* (1970) als Entscheidungsgrundlage für die Wahl eines geldpolitischen Zwischenziels herangezogen werden sollte. In der Analyse von Poole führen additive Störterme in einer *statischen* Geldnachfragefunktion zu stochastischen Verlagerungen der LM-Kurve. Die Strategie der Geldmengensteuerung ist im Vergleich zu einer Zinssteuerung um so attraktiver, je höher die additive Stabilität der Geldnachfragefunktion im Vergleich zur IS-Funktion ist. [11]

Die Messung additiver Stabilität der Geldnachfrage erfolgt anhand des Standardfehlers der Störgröße oder anhand des (korrigierten) Bestimmheitsmaßes (R^2). Schätzungen von Geldnachfragefunktionen kommen in der Regel zu dem Ergebnis, daß die Standardfehler der Schätzgleichungen relativ gering, bzw. die Bestimmtheitsmaße recht hoch sind. Hierbei ist jedoch zu beachten, daß die reale Geldmenge und auch das Realeinkommen trendbehaftet sind.

2. Multiplikative Stabilität

Multiplikative Stabilität bedeutet, daß die Parameter der Geldnachfragefunktion zuverlässig geschätzt werden. Hierbei geht es nicht nur darum, daß die Koeffizienten statistisch signifikant sind, sondern daß die Standardfehler der geschätzten Koeffizienten hinreichend gering sind. So dürfte in der Mehrheit der Fälle die Einkommenselastizität der Geldnachfrage statistisch signifikant sein. Bei der Bemessung eines Geldmengenziels bzw. eines Zielkorridors ist jedoch auch von Bedeutung, wie zuverlässig die Einkommenselastizität der Geldnachfrage geschätzt wird.

Brainard (1967) analysiert die wirtschaftspolitischen Implikationen multiplikativer Unsicherheit. Er kommt zu dem Ergebnis, daß der wirtschaftspolitische Instrumenteneinsatz um so behutsamer erfolgen sollte, je höher die Unsicherheit über die Wirkung des Instrumenteneinsatzes ist. Auf die Geldpolitik übertragen heißt

---

[11] Im Unterschied zu *Poole* (1970) führt eine additive Störung in der obigen Goldfeld-Gleichung dazu, daß nach Wegfall der Störung die Geldnachfrage noch längere Zeit von der gleichgewichtigen Geldnachfrage abweicht. Dies bedeutet, daß sich die LM-Kurve erst über die Zeit in die gleichgewichtige Position zurückverlagert. Für die Wahl eines geldpolitischen Zwischenziels im dynamischen Kontext sollte von daher auch das Ausmaß der Wirkungsverzögerungen in der LM- und der IS-Kurve eine Rolle spielen. Es ist zu erwarten, daß die Geldmengensteuerung gegenüber der Zinssteuerung um so vorteilhafter ist, je kürzer die Anpassungsverzögerungen in der Geldhaltung im Vergleich zu den Anpassungsverzögerungen in der IS-Kurve sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dies: In einem Regime der Geldmengensteuerung sollte die Zinspolitik um so zurückhaltender eingesetzt werden, je unzuverlässiger die Schätzungen über die Zinsreagibilität der Geldnachfrage sind.

Die Messung multiplikativer Stabilität erfolgt anhand der Varianz der geschätzten Koeffizienten. Multiplikative Stabilität ist in der additiven Stabilität verankert, weil die Varianz der geschätzten Koeffizienten direkt von der Varianz der geschätzten Störgröße abhängt (*Hansen* (1993)). Darüber hinaus spielen jedoch die Varianzen und die Kovarianzen der erklärenden Variablen eine Rolle. Multikollinearität in den erklärenden Variablen kann leicht zu einer Konstellation führen, in der die Regressionsgleichung einen hohen Erklärungsgehalt und damit additive Stabilität aufweist, aber gleichzeitig die partiellen Einflüsse relativ unzuverlässig geschätzt werden. Diese Konstellation dürfte beispielsweise gegeben sein, wenn bei der Spezifikation von Geldnachfragefunktionen gleichzeitig kurz- und langfristige Zinsen als erklärende Variablen mit aufgenommen werden.

In dynamischen Modellen wie der Goldfeld-Gleichung kann sich der Standardfehler auf die kurzfristigen $(\lambda\alpha_1, \lambda\alpha_2)$ oder auf die langfristigen (α_1, α_2) Koeffizienten beziehen. Die Standardfehler der kurzfristigen Koeffizienten können direkt anhand der geschätzten Goldfeld-Gleichung abgelesen werden. Aus geldpolitischer Sicht ist jedoch die Zuverlässigkeit der langfristigen Koeffizienten von vorrangiger Bedeutung (*Deutsche Bundesbank* (1995b)). Das Niveau *und* die Standardfehler für die langfristigen Koeffizienten können aus der Schätzung der Bewley-Transformation der Goldfeld-Gleichung ermittelt werden. Aus der obigen Gegenüberstellung der kurz- und langfristigen Koeffizienten wird deutlich, daß die kurzfristigen Koeffizienten im Gegensatz zu den langfristigen auch von dem Anpassungsparameter λ und damit von der Dynamik abhängig sind.

3. Dynamische Stabilität

Die gängigste Interpretation dynamischer Stabilität beruht auf dem Konzept der Kointegration. Es stellt auf die Integrationseigenschaften der zugrundeliegenden Variablen in der Geldnachfragefunktion ab. Diese Variablen sind häufig nicht-stationär. Aus diesem Grund können die klassischen Schätz- und Testmethoden, die die Stationarität der Variablen voraussetzen, nicht angewendet werden. *Engle* und *Granger* (1987) haben für den Fall nicht-stationärer Regressoren eine besondere Schätz- und Testmethodik entwickelt. Die gleichgewichtige Geldnachfrage läßt sich demnach direkt anhand von Gleichung (5) schätzen. Ist die geschätzte Störgröße in dieser Gleichung stationär, liegt Kointegration vor. Der Vektor der geschätzten Parameter wird dann als Kointegrationsvektor bezeichnet. Wird eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen der Geldnachfragefunktion gefunden, ist die Gleichung dynamisch stabil. D. h., Abweichungen von der gleichgewichtigen Geldnachfrage werden über die Zeit abgebaut.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In bezug auf die Goldfeld-Gleichung erfordert dynamische Stabilität, daß der geschätzte Koeffizient für die verzögert endogene Variable $(1-\lambda)$ im Intervall $(-1;1)$ liegt. Um den Koeffizienten auch ökonomisch gehaltvoll im Sinne der Goldfeld-Gleichung interpretieren zu können, sollte er jedoch im Intervall $(0;1)$ liegen.

Eine engere Interpretation dynamischer Stabilität knüpft an der gleichgewichtigen Geldnachfrage an: Ist eine gleichgewichtige Geldnachfrage im Sinne einer Kointegrationsbeziehung gegeben, sollte im dynamischen Anpassungsprozeß die durchschnittliche Wirkungsverzögerung relativ zuverlässig sein bzw. einen geringen Standardfehler aufweisen. Die Höhe und die Varianz der durchschnittlichen Wirkungsverzögerung können dann herangezogen werden, um die Hypothese Friedmans, wonach die Wirkung der Geldpolitik durch lange und variable Wirkungsverzögerungen gekennzeichnet ist, überprüfen zu können.

In der Goldfeld-Gleichung läßt sich im Anschluß an die Schätzung die durchschnittliche Anpassungsverzögerung durch den Ausdruck $(1-\lambda)/\lambda$ berechnen. Es wäre jedoch wünschenswert, die durchschnittliche Anpassungsverzögerung *direkt* zu schätzen und darüber hinaus den Standardfehler für diesen Parameter zu ermitteln. Diese Informationen können im partiellen Anpassungsmodell direkt auf der Grundlage der Bewley-Transformation gewonnen werden. Die Bewley-Transformation wird folgendermaßen abgeleitet: Addition und Subtraktion von $\lambda(m-p)_t$ auf der linken Seite der Goldfeld-Gleichung, Umstellung des Ausdrucks $(1-\lambda)$ $(m-p)_t$ auf die rechte Seite und die Division der Gleichung mit λ führt zu:

$$(m-p)_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 r_t - \frac{1-\lambda}{\lambda}\Delta(m-p)_t + \varepsilon_t \,. \tag{8}$$

Es wird unmittelbar deutlich, daß die Bewley-Transformation nicht nur die langfristigen Koeffizienten α_1 und α_2, sondern – mit negativem Vorzeichen – auch eine Schätzung für die durchschnittliche Anpassungsverzögerung liefert. Friedmans Hypothese langer und variabler Wirkungsverzögerungen läßt sich überprüfen, indem die durchschnittliche Anpassungsverzögerung, die diesbezüglichen Standardfehler und die Stabilität dieses Koeffizienten im Zeitablauf untersucht werden. Die Bewley-Transformation der Goldfeld-Gleichung kann nicht direkt mit der Kleinst-Quadrat-Methode geschätzt werden, weil der Regressor für die Anpassungsverzögerung mit der abhängigen Variablen und damit auch mit der Störgröße korreliert ist. *Wickens* und *Breusch* (1988) zeigen jedoch, daß dieses Problem umgangen werden kann, wenn die obige Gleichung mit der Instrumentvariablenmethode geschätzt wird, wobei als Instrumente die Regressoren der einfachen Goldfeld-Gleichung herangezogen werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4. Strukturelle Stabilität

Strukturelle Stabilität bedeutet, daß die zugrundeliegenden Parameter konstant sind.[12] Erste Hinweise auf die strukturelle Stabilität der Parameter können durch rekursive Schätzungen, d.h. durch sukzessive Hinzunahme weiterer Beobachtungen, gewonnen werden.

Strukturelle Stabilität läßt sich sowohl im Zeitablauf als auch im Hinblick auf die Veränderung erklärender Variablen formal testen. Für die empirische Überprüfung struktureller Stabilität im Zeitablauf wurde eine Reihe von Tests entwickelt: Traditionelle Tests, wie beispielsweise der Chow-Test oder der CUSUM-Test auf Strukturbruch, testen auf Strukturkonstanz aller Parameter, d. h. sowohl der kurzfristigen als auch der langfristigen. In diesen Tests wird davon ausgegangen, daß die zugrundeliegenden Zeitreihen stationär sind. In neueren Studien wird die Nicht-Stationarität der Variablen in der Geldnachfragefunktion berücksichtigt, und es wird lediglich auf die Stabilität der Kointegrationsbeziehung und damit ausschließlich der langfristigen Parameter getestet. Anwendungen derartiger Tests auf die europäische Geldnachfrage finden sich bei *Clausen* und *Kim* (1997).

In neueren Studien wird ferner auf strukturelle Stabilität im Hinblick auf strukturelle Veränderungen der erklärenden Variablen getestet. Bezogen auf Geldnachfrageschätzungen stellt sich beispielsweise die Frage, ob die Ausgestaltung der Zinspolitik Auswirkungen auf die Zinsreagibilität der Geldnachfrage haben könnte. Ist die Zinsreagibilität (neben den anderen Parametern) auch bei geldpolitischen Regimewechseln stabil, ist das Modell strukturell invariant. Die kurzfristigen Zinsen werden dann als super-exogen bezeichnet.[13]

Nach der Abgrenzung der Stabilitätskonzepte stellt sich die Frage nach ihrer relativen Bedeutung. Das aus geldpolitischer Sicht wichtigste Stabilitätskriterium dürfte die strukturelle Stabilität der gleichgewichtigen Geldnachfrage bzw. der langfristigen Parameter sein.[14] Veränderungen in der langfristigen Geldnachfrage dürften dazu führen, daß sich der Erklärungsgehalt des Modells insgesamt verringert (additive Instabilität) und die Koeffizienten wie auch die Anpassungsverzögerungen weniger zuverlässig geschätzt werden (multiplikative und dynamische Instabilität).

Ein allgemeiner Test auf Stabilität der Regressionsgleichung ist die Überprüfung der Prognosegüte des Modells. Grundsätzlich ist eine geringe Prognosegüte der Geldnachfragegleichung zu erwarten, wenn eines oder mehrere der obigen Stabili-

---

12 In Modellen mit zeitvariierenden Parametern kann strukturelle Stabilität der Geldnachfrage bereits gegeben sein, wenn die zugrundeliegenden Parameter nicht konstant sind, aber ein systematisches Verhaltensmuster aufweisen.

13 Vgl. dazu *Hendry* und *Ericsson* (1991).

14 Vgl. auch *Neumann* (1983) für eine pointierte Diskussion der Bedeutung der Stabilität der Geldnachfrage für eine Politik der Geldmengensteuerung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tätskonzepte verletzt sind.[15] Ist auf der Grundlage dieser Tests die Geldnachfrage stabil, ist eine Voraussetzung für die Strategie der Geldmengensteuerung erfüllt.

IV. Kontrolle der Geldmenge

Die Stabilität der Geldnachfrage ist eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für eine Strategie der Geldmengensteuerung. Eine weitere Voraussetzung ist die Kontrollierbarkeit der Geldmengenentwicklung. Die Deutsche Bundesbank steuert die Geldmenge nur mittelbar über die Gestaltung der Refinanzierungsbedingungen auf dem Geldmarkt. Die Höhe der Refinanzierungskosten beeinflußt die Kredit- und Einlagenkonditionen des Geschäftsbankensystems. Daraus resultieren Änderungen der Kreditvergabe und Portfolioumschichtungen zwischen Einlagen und langfristigen Bankschuldverschreibungen, die dann auf das Geldmengenwachstum wirken (*Deutsche Bundesbank* (1985)). Sollte die EZB die Geldmenge als Zwischenziel der Geldpolitik wählen, dürfte der Steuerungsprozeß ähnlich ausgestaltet sein. In diesem geldpolitischen Rahmen geben die Spezifikation und die Schätzergebnisse der Geldnachfragefunktion auch Aufschluß über die Kontrollierbarkeit der Geldmengenentwicklung. Dabei sind die folgenden Aspekte von Bedeutung:

1. Auswahl der Zinsvariablen in der Geldnachfragefunktion

Für enge Geldmengenaggregate wird in der Regel der kurzfristige Zins als Opportunitätskostenvariable verwendet, bei weiten Geldmengenaggregaten der langfristige. Bei der Modellierung breiter Geldmengenaggregate wird bisweilen auch die Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinsen herangezogen.[16] Im Hinblick auf die Kontrolle der Geldmenge sind diese Spezifikationsunterschiede von großer Bedeutung. Während der kurzfristige Zins als primär durch die Zentralbank beeinflußt angesehen werden kann, ist der langfristige Zins einer Reihe sonstiger Einflüsse unterworfen (*Estrella* und *Mishkin* (1997)). Aus geldpolitischer Sicht wäre demnach zu wünschen, daß in der Geldnachfragefunktion der kurzfristige Zins den Einfluß von Opportunitätskostenvariablen auf die Geldnachfrage befriedigend abbildet.

---

[15] Bei ex ante Prognosen, in denen auch die erklärenden Variablen prognostiziert werden, gelten diese Stabilitätsanforderungen auch für die erklärenden Variablen.

[16] Wird wie beispielsweise bei *Wolters* und *Lütkepohl* (1997) die Eigenverzinsung der Geldmengenaggregate zugrundegelegt, kommt es auch auf das Verhalten der Geschäftsbanken bei der Gestaltung ihrer Einlagenkonditionen an, wie schnell sich der Zinsimpuls von seiten der Zentralbank niederschlägt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2. *Zeitreiheneigenschaften der Zinsvariablen*

Der Integrationsgrad der Zinsen bestimmt, in welcher Form die Zinsen in das Fehlerkorrekturmodell eingehen (*Hansen* und *Kim* (1995)). Damit verbunden sind unterschiedliche Reaktionen der Geldmenge auf die Zinspolitik der Zentralbank: Ist der Zins integriert vom Grade eins (eine I(1) Variable), gehört das verzögerte Zinsniveau r_{t-1} in die Kointegrationsbeziehung, während Veränderungen des Zinsniveaus Δr_t und ggfs. weitere Verzögerungen in der kurzfristigen Dynamik spezifiziert werden. Die Zinspolitik der Zentralbank hat unter diesen Umständen sowohl kurz- wie auch langfristig einen Einfluß auf die Geldmengenentwicklung. Ist der kurzfristige Zins hingegen eine I(0) Variable, dann gehören die Variable r_t und ggfs. weitere Verzögerungen des Zinsniveaus in die kurzfristige Dynamik. In diesem Fall hat die Zinspolitik lediglich kurzfristig einen Einfluß auf die Entwicklung der Geldmenge. Die Kontrollierbarkeit der Geldmenge ist damit erheblich eingeschränkt.

Die Frage lautet, welche Spezifikation eher mit den Daten vereinbar ist. Bei der Modellierung von Zinsniveaus als Opportunitätskostenvariable kommen Tests auf Integrationsgrad häufig zu dem Ergebnis, daß die Zinsen nicht-stationär sind. Zum Teil wird der Zins allein aus a priori Erwägungen heraus als stationär eingestuft (*Deutsche Bundesbank* (1997)).[17] Die Frage, ob die kurzfristigen Zinsen auch in die Gleichgewichtsbeziehung Eingang finden, läßt sich anhand der Schätzergebnisse für die Bewley-Transformation beantworten. Als Test auf Signifikanz können die klassischen t-Statistiken als Anhaltspunkt herangezogen werden (*Hansen* (1993), S. 144).

3. *„Exogenität" der Zinsen in der Geldnachfragefunktion*

Für die Beurteilung der Kontrollierbarkeit der Geldmenge über die Zinspolitik der Zentralbank allein auf der Grundlage der geschätzten Geldnachfragefunktion müssen die Zinsen eine Reihe von Exogenitätseigenschaften aufweisen. Die Bedeutung der unterschiedlichen Exogenitätseigenschaften hängt mit dem Ziel der empirischen Analyse zusammen.

Als grundlegende Voraussetzung für die Interpretierbarkeit der Einzelgleichung als Geldnachfragefunktion sollten die erklärenden Variablen Einkommen und Zins schwach exogen für die interessierenden Kointegrationsparameter sein. Diese Eigenschaft ist gegeben, wenn der Kointegrationsvektor nicht in die Entwicklung des Einkommens und der Zinsen eingeht. Für die Durchführung von Prognosen müssen die erklärenden Variablen strikt exogen sein. Diese Eigenschaft liegt vor, wenn die erklärenden Variablen nicht nur schwach exogen, sondern auch Granger-kausal für die Entwicklung der realen Geldhaltung sind. Für die Durchführung von Poli-

[17] Eine Zinsdifferenzvariable dürfte in jedem Fall stationär sein.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tiksimulationen müssen die erklärenden Variablen super-exogen sein (*Charemza* und *Deadman* (1997)).

C. Empirischer Befund

Im folgenden werden nationale und europäische Geldnachfragefunktionen geschätzt und in Anlehnung an die obigen Konzepte auf ihre Stabilitätseigenschaften überprüft. Im Vorfeld sind einige grundlegende Entscheidungen zu treffen:

I. Auswahl der Länder

Die bisherigen Studien zur Geldnachfrage in Europa weisen deutliche Unterschiede bei der Auswahl der Länder auf. Manche Untersuchungen konzentrieren sich auf die größeren Länder der EU (vgl. etwa *Wesche* (1997)). Die Studien von *Kremers* und *Lane* (1990) sowie von *Falk* und *Funke* (1995) beziehen sich auf die Mitgliedsländer des Europäischen Währungssystems von 1979, d. h. Belgien, Dänemark, Frankreich, Deutschland, Irland, Italien und die Niederlande. Neuere Studien umfassen auch bereits die EU15-Länder (*Fagan* und *Henry* (1997)). Die vorliegende Analyse beinhaltet jene 11 Länder, die von Anfang an der EWU angehören werden. Dazu zählen Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich, Irland, Italien, die Niederlande, Österreich, Portugal und Spanien.[18] Griechenland verfehlt bei weitem die Konvergenzkriterien. Dänemark, Großbritannien und Schweden haben Vorbehaltsklauseln bzw. von sich aus angekündigt, daß sie nicht von Beginn an bei der EWU teilnehmen werden.

II. Auswahl der Zeitreihen

Von zentraler Bedeutung ist die Wahl des Geldmengenaggregates. Das Spektrum der bisher verwendeten Geldmengenaggregate reicht vom Bargeldumlauf in Europa (*Fagan* und *Henry* (1997)), dem engen Geldmengenaggregat M1 (*Kremers* und *Lane* (1990), *Hayo* (1997) u. a.)), über weite Geldmengenaggregate M3 sowie M3 erweitert um grenzüberschreitende Einlagen (*Monticelli* (1996)) bis hin zu Divisia-Aggregaten (*Fase* (1994), *Wesche* (1997)). In der vorliegenden Studie wird auf die Geldmengenaggregate M1 und M3 zurückgegriffen. Das Geldmengenaggregat M1 ist eine potentielle Zielgröße in einem Geldmengenregime, auch wenn sich, wie die *Deutsche Bundesbank* (1998) ausführt, die europäischen Länder mit einer geldmengenorientierten Geldpolitik an der Geldmenge M3 orientieren.[19]

---

[18] Luxemburg gehört auch zu diesem Länderkreis, bleibt jedoch aufgrund seiner geringen quantitativen Bedeutung außerhalb der Betrachtung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Verwendete Zeitreihen

	Geldmengen		Zinsen		Sozialprodukt[1,2,3]	
Länder	M1	M3 [4]	kurzfr.	langfr.	nominal	real
Belgien	34b	M3H	60b	61	99b	99bp[5]
Deutschland [6]	34b	M3	60b	61	99bc	99br
Finnland	34b[7]	M3[8]	60b	60p	99b[9]	99bp[9]
Frankreich	34c	M3	60b	61	99bc	99br
Irland	34b	M3H	60b	61	99b	99bp
Italien	34b	38n[10]	60b	61	99bc	99br
Niederlande	34b	M3H	60b	61	99bc	99br
Österreich	34b	M3H	60b	61	99b[11]	99bp[11]
Portugal	34b	38nc	60l	61	99b	99bp[12]
Spanien	34b	59mc	60	61	99bc[13]	99br

[1] Quartalswerte auf Jahresbasis.
[2] Für Belgien und Irland wurden Jahreswerte exponentiell interpoliert.
[3] Für Finnland, Österreich und Portugal wurden Quartalswerte durch gleitende Summen über 4 Perioden auf Jahreswerte aggregiert.
[4] Für Belgien und Portugal sind Werte erst ab 1980:1 verfügbar; Rückrechnung auf 1979:1 mit Wachstumsraten von M1.
[5] 99b bis 1995, 99bp bis 1994; Fortschreibung der Wachstumsraten.
[6] Die Wiedervereinigung wurde berücksichtigt, indem die Werte *vor* der Wiedervereinigung angehoben wurden.
[7] Sprung in M1 ab 1991; mit Korrekturfaktor 2,73 vorangegangene Werte angehoben.
[8] Werte für M3 erst ab 1983:1, vorangegangene Werte mit Wachstum von M1 rückgerechnet.
[9] Werte ab 1996:3 wurden extrapoliert.
[10] Werte wurden saisonbereinigt und ab 1994:1 mit Wachstumsrate von M1 fortgeschrieben.
[11] nur bis 1995. Fehlende Werte für 1996 mit Wachstumsraten aus 1995 fortgeschrieben.
[12] Werte für 1993 interpoliert.
[13] Werte für 1986:1 und 1994:2 interpoliert.

Quellen: International Financial Statistics CD-ROM 1/97, Aktualisierung durch International Financial Statistics vom September 1997.

Die Daten sind zum überwiegenden Teil den International Financial Statistics entnommen. Die Kennungen der Zeitreihen sind in Tabelle 2 aufgeführt. Es handelt sich um saisonbereinigte Quartalsdaten. Bei den Daten für die Geldmenge M3 wurde so weit wie möglich auf das harmonisierte Aggregat M3H zurückgegriffen.

[19] *Monticelli* (1996) weist darauf hin, daß die konsistente Aggregation der nationalen M3 Geldmengen zu einer europäischen Geldmenge aufgrund unterschiedlicher Erfassungspraktiken für grenzüberschreitende Einlagen nur unter restriktiven Voraussetzungen möglich ist. In seiner empirischen Analyse kommt er jedoch zu dem Ergebnis, daß für das europäische Aggregat M3, welches auf der Summe der traditionell abgegrenzten nationalen Geldmengenaggregate beruht, stabile Geldnachfragefunktionen identifiziert werden können.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Daten stehen von 1979:1 bis 1996:4 zur Verfügung, wobei in manchen Fällen aufgrund von Strukturbrüchen bzw. fehlenden Daten Bereinigungen bzw. Extrapolationen vorgenommen werden mußten. Die Schätzperiode läuft von 1980:1 bis 1996:4.

III. Aggregation der Zeitreihen

Für die Aggregation der nationalen Zeitreihen zu europäischen Größen werden Konversionskurse benötigt. Dabei finden vier unterschiedliche Methoden Anwendung. Die Aggregation kann zu am Markt festgestellten Wechselkursen oder zu Kaufkraftparitätenkursen erfolgen. Ferner können konstante oder laufende Kurse herangezogen werden. Daraus ergeben sich vier mögliche Verknüpfungen, die mit exemplarischen Literaturverweisen in Tabelle 3 aufgeführt sind.

Tabelle 3

Alternative Ansätze zur Aggregation

Gewichte / Wechselkurs	Unverändert Basisjahr	Variabel Aktuelle Werte
Devisenkurs	Bekx und Tullio (1989)	Monticelli (1996)
Kaufkraftparität	Kremers und Lane (1990) Falk und Funke (1995)	Cassard, Lane und Masson (1994)

Theoretische Argumente lassen keine eindeutige Schlußfolgerung zu, welche Aggregationsmethode vorzuziehen ist (*Wesche* (1998)). *Fase* (1994) untersucht die Sensitivität seiner Schätzergebnisse hinsichtlich der Aggregationsmethode. Er kommt zu dem Ergebnis, daß es bei der Verwendung von Wechselkursen aus einem Basisjahr nicht darauf ankommt, ob der Devisenkurs oder der Kaufkraftparitätenkurs herangezogen wird. Demgegenüber findet er Hinweise darauf, daß die Verwendung laufender Wechselkurse zu Verzerrungen in den Schätzungen von Geldnachfragefunktionen führt. In dieser Studie werden für die Währungskonversion konstante Kaufkraftparitätenkurse aus dem Jahr 1993 (*OECD* (1995)) herangezogen, wie sie in Tabelle 4 aufgeführt sind.

Mit diesen Konversionskursen wurden die Werte für die Geldmengen und für das nominale und reale Bruttosozialprodukt aggregiert. Aus dem Quotienten der europäischen Werte des Nominal- und Realeinkommens wurde der europäische Deflator ermittelt. Mit den Anteilen der einzelnen Länder am aggregierten europäischen Realeinkommen wurden auch die Zinssätze aggregiert. Die jeweiligen Ge-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wichte sind in Tabelle 5 angegeben. Mit Ausnahme der Zinsen wurden alle aggregierten Variablen logarithmiert.

Tabelle 4

Kaufkraftparitätenkurse für die Aggregation

Kaufkraftparitäten 1993			
DEM/ATS	0,1512	DEM/IEP	3,2069
DEM/BEF	0,0564	DEM/ITL	0,0014
DEM/ESP	0,0179	DEM/NLG	0,9841
DEM/FIM	0,3451	DEM/PTE	0,0179
DEM/FRF	0,3196		

Quelle: OECD (1995), eigene Berechnungen.

Tabelle 5

Gewichte für die Aggregation

Anteile am EU11-Realeinkommen			
DEM	0,3084	BEF	0,0403
FRF	0,2245	ATS	0,0283
ITL	0,2079	PTE	0,0177
ESP	0,0909	FIM	0,0163
NLG	0,0560	IEP	0,0097

Quelle: Eigene Berechnungen für 1993.

Ausgangspunkt der Schätzungen ist die Goldfeld-Gleichung. Der große Vorteil liegt in der starken Theorieanbindung und dem unmittelbaren Bezug zu den in Abschnitt B erörterten Stabilitätskonzepten. Der Nachteil besteht darin, daß die Goldfeld-Gleichung im Hinblick auf die Dynamik relativ restriktiv ist und somit noch Autokorrelation in den geschätzten Residuen auftreten kann.

Der Anhang enthält Grafiken mit den Umlaufgeschwindigkeiten bezogen auf M1 und M3 für Europa insgesamt und für die einzelnen Mitgliedsländer. Ferner sind die Zeitreihen für die Untersuchung der europäischen Geldnachfrage gesondert aufgeführt. Tests auf den Integrationsgrad der verwendeten Zeitreihen deuten darauf hin, daß alle Variablen integriert vom Grade 1 sind. Ferner wurde im Rahmen des Johansen-Verfahrens festgestellt, daß im System nur ein Kointegrationsvektor vorhanden ist. Auf der Grundlage eines Boswijk-Tests wurde ermittelt, daß dieser Kointegrationsvektor lediglich signifikant in die Geldmengengleichung eingeht.[20] Die Interpretation der Kointegrationsbeziehung als Geldnachfragegleichung ist damit zulässig.

[20] Vgl. zu dieser Vorgehensweise *Willms* und *Clausen* (1995).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bei ersten Schätzungen der aggregierten M1 Geldnachfragefunktion für Europa stellte sich heraus, daß die Goldfeld-Gleichung für die Schätzperiode bis Anfang 1994 gute Ergebnisse hervorbringt, aber danach Instabilitäten aufweist. Diese Instabilitäten konnten aufgefangen werden, indem in Anlehnung an *Wolters* und *Lütkepohl* (1997) für die Periode 94:3 bis 95:4 eine höhere Semi-Zinselastizität der Geldnachfrage zugelassen wurde. Die Schätzergebnisse der Goldfeld-Gleichung für die europäische Geldnachfrage nach M1 lauten:

$$
\begin{aligned}
(m1-p)_t = & -\underset{(-2{,}18)}{0{,}4658} + \underset{(2{,}88)}{0{,}2245}y_t - \underset{(-5{,}41)}{0{,}2674}r_t^s - \underset{(-4{,}12)}{0{,}2336}dumr_t^s + \underset{(12{,}04)}{0{,}7979}(m1-p)_{t-1} \\
& R^2 = 0{,}998, \sigma = 0{,}00698699, DW = 2{,}01 \\
& AR(1) : \chi^2(1) = 0{,}05\ [0{,}83] \\
& AR(4) : \chi^2(1) = 3{,}18\ [0{,}07] \\
(9) \qquad & ARCH(4) : F(4,54) = 0{,}70008\ [0{,}5952] \\
& Normality : \chi^2(2) = 1{,}2267\ [0{,}5415] \\
& X_i^2 : F(8,54) = 0{,}66204\ [0{,}7221] \\
& X_i * X_j : F(13,49) = 0{,}59526\ [0{,}8460] \\
& RESET : F(1,62) = 5{,}6387\ [0{,}0207]
\end{aligned}
$$

Die Schätzgleichung besteht bis auf den RESET-Test alle diagnostischen Tests. Der Test auf Autokorrelation gibt keine Hinweise auf eine dynamische Fehlspezifikation der Geldnachfragegleichung. Die Vorzeichen und die Größenordnungen der geschätzten Koeffizienten sind plausibel. Der kurzfristige Zins (r^s) und auch die zugehörige Dummy ($dumr^s$) gehen signifikant in die Goldfeld-Gleichung ein. Die Schätzergebnisse der Bewley-Transformation der europäischen Geldnachfrage nach M1 sind in Gleichung (10) dargestellt. Die langfristigen Koeffizienten sind signifikant. Der kurzfristige Zins und die Dummy sind Bestandteil der Kointegrationsbeziehung. Die durchschnittliche Anpassungsverzögerung beträgt etwa vier Quartale.

$$
(10) \quad (m1-p)_t = \underset{(-5{,}00)}{-2{,}3051} + \underset{(23{,}74)}{1{,}1111}y_t - \underset{(-3{,}00)}{1{,}3232}r_t^s - \underset{(-3{,}22)}{1{,}1557}dumr_t^s - \underset{(-2{,}43)}{3{,}9482}\Delta(m1-p)_{t-1}
$$

Die nationalen Schätzgleichungen übernehmen die Spezifikation der aggregierten Geldnachfragefunktion. Die detaillierten Ergebnisse sind im Anhang aufgeführt. Dabei zeigt sich, daß die Goldfeld-Gleichung in nahezu allen Fällen die Geldnachfrage nach M1 gut abbildet. Hinweise auf Autokorrelation finden sich nur in wenigen Ländern. Die Schätzergebnisse für Finnland bilden die Ausnahme. Sie deuten darauf hin, daß die Goldfeld-Gleichung zu restriktiv ist. Die Ergebnisse für Finnland sind deshalb in den folgenden Abbildungen nicht ausgewiesen. Die Eigenschaften der nationalen und der europäischen Geldnachfrage werden nun anhand der eingangs vorgestellten Stabilitätskonzepte diskutiert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

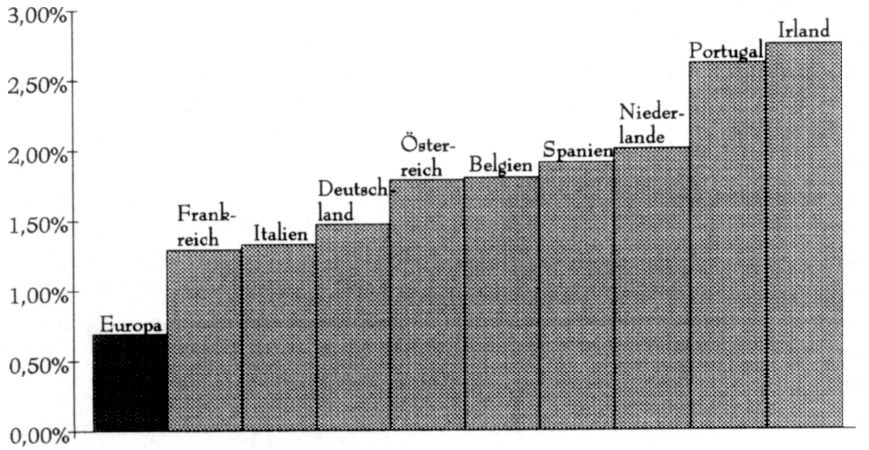


Abbildung 3: Standardfehler für europäische Geldnachfragefunktionen nach M1

Additive Stabilität wird anhand der Standardfehler der geschätzten Residuen beurteilt. In Abbildung 3 sind die Schätzergebnisse für die nationalen Geldnachfragefunktionen sowie für die aggregierte Funktion nach der Höhe der Standardfehler geordnet. Die Ergebnisse für die aggregierte Geldnachfragefunktion in Europa sind im Vergleich zu den nationalen Schätzungen ermutigend. Die deutsche Geldnachfragefunktion liegt nach diesem Kriterium im vorderen Mittelfeld.

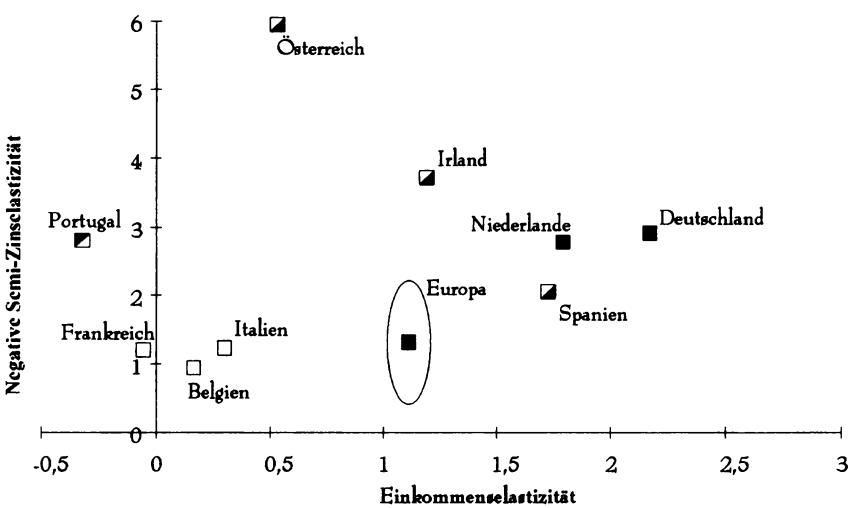


Abbildung 4: Langfristige Einkommens- und Semi-Zinselastizitäten der Geldnachfrage nach M1 in Europa

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Im Hinblick auf die *multiplikative* Stabilität der Geldnachfrage in Europa werden in Abbildung 4 die Ergebnisse für die langfristigen Einkommens- und Semi-Zinselastizitäten dargestellt. Ein ausgefülltes Quadrat – wie beispielsweise im Fall Deutschlands – bedeutet, daß beide Koeffizienten auf dem Niveau von 5 % statistisch signifikant sind. Ein leeres Quadrat – wie etwa im Fall Frankreichs – veranschaulicht, daß kein Koeffizient signifikant ist. Im gemischten Fall ist das Quadrat dementsprechend halb ausgefüllt. In Spanien ist die Einkommenselastizität signifikant, aber nicht die Semi-Zinselastizität. Die Abbildung verdeutlicht, daß die Ergebnisse für die nationalen Geldnachfragegleichungen sowohl in qualitativer als auch in quantitativer Hinsicht recht heterogen sind. Gleichzeitig sind die Ergebnisse für die aggregierte europäische Geldnachfrage wiederum ermutigend. Im Fall der europäischen Geldnachfrage wird zusätzlich die Ellipse für das 95 % – Konfidenzintervall der geschätzten Koeffizienten abgebildet.[21]

Abbildung 5 präsentiert die Schätzergebnisse für die entsprechenden kurzfristigen Koeffizienten. Auch hier läßt sich feststellen, daß die Ergebnisse für die nationalen Geldnachfragegleichungen vergleichsweise heterogen sind. Für die europäische Geldnachfrage ist der kurzfristige Einfluß der Zinsen und des Einkommens statistisch signifikant.

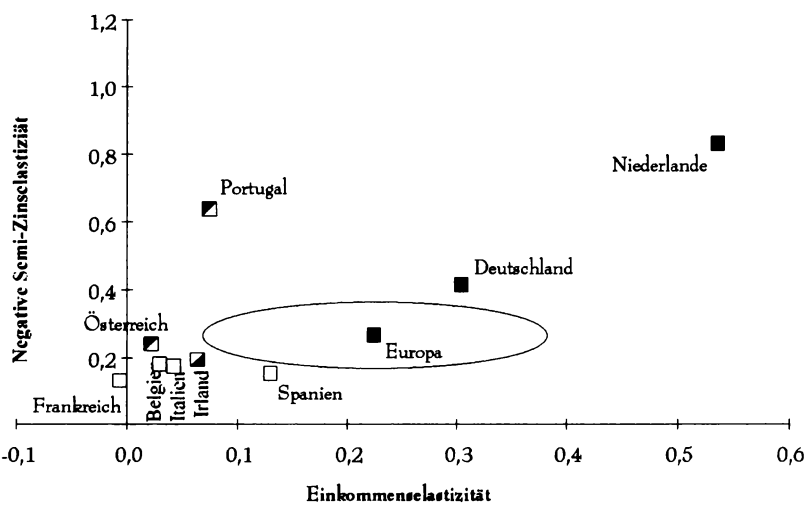


Abbildung 5: Kurzfristige Einkommens- und Semi-Zinselastizitäten der Geldnachfrage nach M1 in Europa

[21] Bei der graphischen Darstellung wird zur Vereinfachung unterstellt, daß die Kovarianz zwischen den geschätzten Koeffizienten gleich Null ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Im Hinblick auf die dynamischen Anpassungsreaktionen kommen Studien zur Geldnachfrage in Europa häufig zu dem Ergebnis, daß die durchschnittlichen Anpassungsverzögerungen in der europäischen Geldnachfrage kürzer sind als in vergleichbaren nationalen Geldnachfragefunktionen.[22] Hierbei ist jedoch anzumerken, daß das Ausmaß der Anpassungsverzögerungen in der Regel lediglich anhand des geschätzten Koeffizienten für die Fehlerkorrekturkomponente beurteilt wird.[23] Dieser Beitrag folgt dieser Vorgehensweise. Die Anpassungsverzögerungen, die auf der Grundlage der Bewley-Transformation ausgewiesen werden, beinhalten nur die Anpassungsverzögerungen aus der Fehlerkorrekturkomponente.

Abbildung 6 zeigt die geschätzte durchschnittliche Wirkungsverzögerung sowie die Abweichungen nach oben und unten in Höhe des Standardfehlers. Der wahre Koeffizient für die Anpassungsverzögerung liegt damit mit der Wahrscheinlichkeit von etwa 2/3 in diesem Konfidenzintervall. Nach diesem Kriterium liegt die europäische Geldnachfragefunktion im vorderen Mittelfeld.

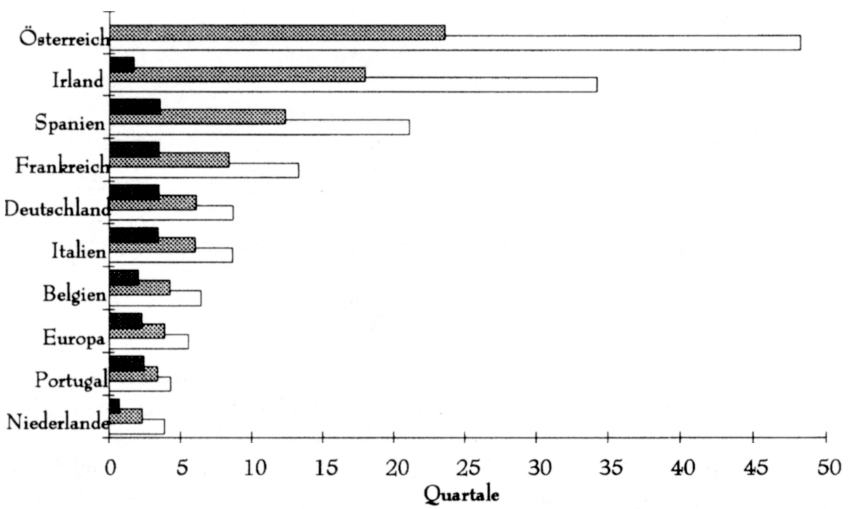


Abbildung 6: Anpassungsverzögerungen in der europäischen Geldnachfrage nach M1

Abbildung 7 illustriert am Beispiel der europäischen Geldnachfragefunktion die Stabilität der Anpassungsverzögerung im Zeitablauf. Mit Hilfe einer rekursiven Instrumentvariablen-Schätzung der Software PC-GIVE von *Doornik* und *Hendry* (1994) wird der Zusammenhang geschätzt. Der so ermittelte Koeffizient ist relativ

22 Vgl. beispielsweise *Kremers* und *Lane* (1990).

23 Beinhaltet die Schätzgleichung weitere Verzögerungen in den erklärten oder erklärenden Variablen wie etwa bei *Monticelli* (1996), wird das tatsächliche Ausmaß der Wirkungsverzögerungen *unter*schätzt. Vgl. dazu den Anhang A.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

konstant. Demnach variieren die Anpassungsverzögerungen nur in begrenztem Umfang. Die Bänder, die zwei Standardfehler widerspiegeln, deuten darauf hin, daß der Koeffizient nahezu über den gesamten Schätzzeitraum statistisch signifikant ist.

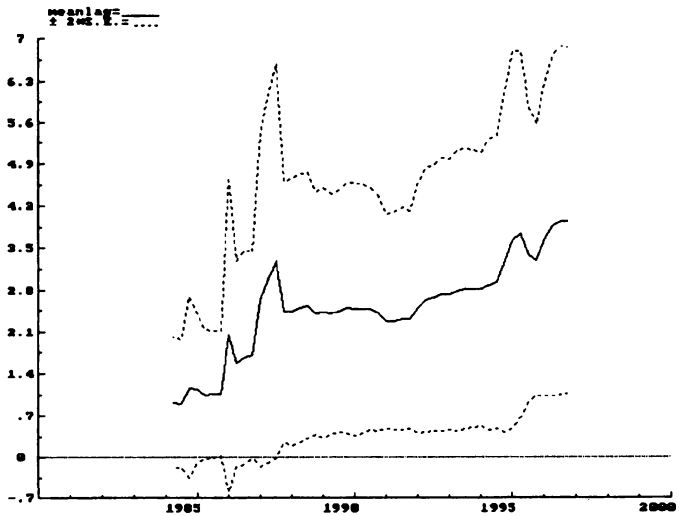


Abbildung 7: Stabilität der Anpassungsverzögerungen in der europäischen Geldnachfrage nach M1

Abbildung 8 verdeutlicht die Prognosegüte der europäischen Geldnachfragefunktion. Der Schätzzeitraum endet im letzten Quartal 1992. Die hierbei geschätzten Koeffizienten weichen kaum von denjenigen für die Gesamtperiode ab. Die tatsächlichen Werte liegen jeweils im Prognoseintervall. Dementsprechend können die Prognosetests auf Stabilität der Geldnachfrage die Hypothese der Strukturkonstanz nicht ablehnen ($\chi^2(16) = 21,2$ [0, 17] und Chow F(16,48) = 0,63 [0,85]). Es sind jedoch in einzelnen Perioden beträchtliche Abweichungen zwischen prognostizierten und beobachteten Werten festzustellen. Ferner weist der Prognosefehler immer das gleiche Vorzeichen auf. Das Niveau der Geldhaltung wird durchgängig überschätzt.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß eine stabile Geldnachfragefunktion in Europa für das Geldmengenaggregat M1 identifiziert werden kann. Auch die Kontrollierbarkeit dieses Aggregates scheint gegeben zu sein: der kurzfristige Zins ist Bestandteil der Kointegrationsbeziehung, und der zugehörige Koeffizient ist quantitativ bedeutend. Eine Erhöhung der kurzfristigen Zinsen um einen Prozentpunkt dämpft die Geldmengenentwicklung um etwa 1,3 %.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

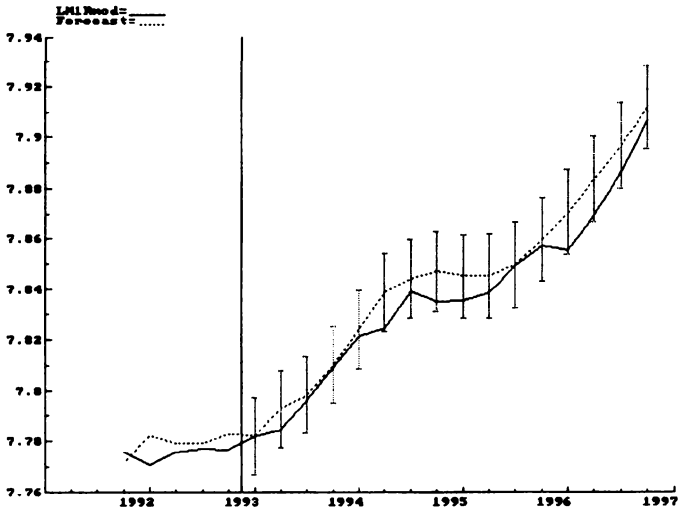


Abbildung 8: Prognosegüte der europäischen Geldnachfragefunktion für M1

Bei der Beurteilung der Kontrollierbarkeit der Geldmenge ist ferner von Bedeutung, ob die kurzfristigen Zinsen auch strikt exogen sind. Sind die kurzfristigen Zinsen nicht strikt exogen, besteht eine dynamische Rückkopplung zwischen Zins- und Geldmengenentwicklung, so daß die Beurteilung der Kontrollierbarkeit der Geldmenge *allein* auf der Grundlage der geschätzten Geldnachfragefunktion nicht möglich ist. Die Ergebnisse der diesbezüglichen Tests auf Granger-Kausalität sind in Tabelle 6 dargestellt. Eine Lagstruktur leistet einen statistisch signifikanten Erklärungsbeitrag für die Entwicklung der jeweilig abhängigen Variablen, wenn ein F-Test auf Ausschluß dieser Lagstruktur ein marginales Signifikanzniveau kleiner 0,05 ergibt. Zur Verdeutlichung der Kausalbeziehungen sind lediglich diese Fälle in Tabelle 6 ausgewiesen. Im ersten Schritt wurden die Niveaugrößen zugrundegelegt. Während der kurzfristige Zins einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die Entwicklung der Geldmenge leistet, ergibt sich kein statistisch signifikanter Einfluß vergangener Werte der realen Geldmenge M1 auf die Entwicklung der Zinsen. Die kurzfristigen Zinsen sind damit Granger-kausal für die reale Geldmenge. Zwischen dem Realeinkommen und der realen Geldmenge besteht eine Feedback-Beziehung. Die Entwicklung der kurzfristigen Zinsen hat keinen Einfluß auf das Realeinkommen. In Hinblick auf die eingangs diskutierten alternativen Interpretationen des IS-LM-Modells ist das Ergebnis eindeutig: Die Geldmenge stellt eine endogene Variable dar, die sowohl vom Realeinkommen als auch vom kurzfristigen Zins beeinflußt wird. Darüber hinaus beeinflußt die reale Geldmenge und nicht die Zinsentwicklung die Güternachfrage. Die Geldpolitik ist dementsprechend um so wirksamer bei der Beeinflussung der gesamtwirtschaftlichen Güternachfrage, je höher die Zinsreagibilität der Geldnachfrage.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Diese Ergebnisse sind allerdings mit Vorbehalt zu interpretieren. Tests auf Granger-Kausalität setzen voraus, daß die verwendeten Zeitreihen stationär sind. Die Niveauvariablen sind jedoch integriert vom Grade 1. Deshalb wurden die Tests auch für die ersten Differenzen durchgeführt. Aufgrund der Kointegrationsbeziehung zwischen den Niveauvariablen wird der Fehlerkorrekturterm in die Schätzgleichungen einbezogen. Die derart modifizierten Gleichungen wurden mit der Stepwise-Prozedur in RATS von *Doan* (1992) auf die signifikanten Erklärungsgrößen reduziert. Der Fehlerkorrekturterm ist dabei nur in der Gleichung für die reale Geldmenge signifikant. In Tabelle 6 sind die F-Tests auf Ausschluß der differenzierten Variablen aus den jeweiligen Gleichungen angegeben. Die kurzfristigen Zinsen weisen eine signifikante autoregressive Komponente auf. Zwischen dem Realeinkommen und der realen Geldmenge besteht kurzfristig wiederum eine Feedback-Beziehung. Die Ergebnisse für die Schätzungen in Niveaugrößen werden damit uneingeschränkt bestätigt.

Tabelle 6

Tests auf Granger-Kausalität

Niveaugrößen:

	$\sum b_i(m-p)_{t-i}$	$\sum c_i y_{t-i}$	$\sum d_i r_{t-i}$
$(m-p)_t$	0,00	0,03	0,00
y_t	0,04	0,00	
r_t		0,04	0,00

Erste Differenzen:

	$\sum b_i \Delta(m-p)_{t-i}$	$\sum c_i \Delta y_{t-i}$	$\sum d_i \Delta r_{t-i}$
$\Delta(m-p)_t$		0,00	0,00
Δy_t	0,00		
Δr_t			0,00

Als Fazit läßt sich festhalten, daß die Geldmenge M1 im Hinblick auf die Stabilität der Geldnachfrage und die Kontrollierbarkeit der Geldmenge die Voraussetzungen für eine Geldmengenorientierung der EZB erfüllt. Es stellt sich die Frage, ob auch die Geldnachfragefunktion für das breite Geldmengenaggregat M3 diese Eigenschaften aufweist. In ersten Schätzungen erweist sich die Goldfeld-Gleichung als zu restriktiv. Die geschätzten Funktionen sind häufig instabil. Die Koeffizienten sind insignifikant und oft unplausibel. Die Schätzergebnisse für die nationalen Geldnachfragefunktionen werden deshalb auch nicht ausgewiesen.

Die europäische Geldnachfragefunktion nach M3 wurde in allgemeinerer Form als Fehlerkorrekturmodell geschätzt.[24] In Gleichung 11 sind die Ergebnisse aufge-

[24] Vgl. Anhang B zur Beziehung zwischen der Goldfeld-Gleichung und Fehlerkorrekturmodellen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

führt. Die geschätzte Gleichung gibt in den diagnostischen Tests wiederum keinen Hinweis auf Fehlspezifikation.

$$
\begin{aligned}
\Delta(m3-p)_t = & -\underset{(-2,69)}{0,0496}[m3-p-\underset{(-137,3)}{0,9811}y-\underset{(-1,75)}{2,0836}r^s+\underset{(3,11)}{4,1541}r^l]_{t-1} \\
& +\underset{(4,54)}{0,4331}\Delta(m3-p)_{t-1}+\underset{(2,80)}{0,0487}\Delta y_t-\underset{(-4,56)}{0,3541}\Delta r^s_{t-1} \\
& S.E.: 0,0043 \quad D.W.: 1,85 \\
& AR(1): \chi^2(1) = 0,6986\ [0,4033] \\
& AR(4): \chi^2(1) = 2,4932\ [0,1143] \\
& ARCH(4): F(4,54) = 0,7669\ [0,5515] \\
& Normality: \chi^2(2) = 0,95336\ [0,6208] \\
& X_i^2: F(12,49) = 0,7614\ [0,6856] \\
& X_i * X_j: F(9,55) = 1,4969\ [0,1321] \\
& RESET: F(1,64) = 0,99821\ [0,3217]
\end{aligned}
\tag{11}
$$

Der kurz- und der langfristige Zins finden Eingang in die Geldnachfragefunktion. Der partielle Einfluß der kurzfristigen Zinsen auf die Geldnachfrage nach M3 ist positiv, weil der Geldmarktzins in enger Verbindung zu den Konditionen für Termineinlagen steht und damit die Eigenverzinsung von M3 beeinflußt. Ein Anstieg der Eigenverzinsung führt zu einer Erhöhung der Nachfrage nach M3. Der partielle Einfluß der langfristigen Zinsen auf die Geldnachfrage nach M3 ist negativ, weil bei einem Anstieg der langfristigen Zinsen eine Umschichtung von M3 in längerfristiges Finanzkapital erfolgt. Steigen kurz- und langfristige Zinsen im selben Umfang, kommt es per Saldo zu einem Rückgang der Nachfrage nach M3. Insgesamt weisen die Semi-Zinselastizitäten die erwarteten Vorzeichen und Größenordnungen auf.

Die gleichzeitige Einbeziehung beider Zinssätze führt dazu, daß die Geldnachfragefunktion auch ohne die Dummy-Variable für die Periode 94:3 bis 95:4 stabil ist. Die höhere Semi-Zinselastizität der Geldnachfrage wird offenbar durch die Einbeziehung langfristiger Zinssätze als erklärende Variable aufgefangen. Anhand der Zeitreihen für die kurz- und langfristigen Zinsen in Europa ist erkennbar, daß sich beide Zinssätze in dieser Periode sehr unterschiedlich verhielten.

Die Kontrollierbarkeit der Geldmenge M3 wird maßgeblich durch die Reaktion der langfristigen Zinsen und damit über Zinsstruktureffekte bestimmt. Die zinspolitischen Impulse setzen am kurzfristigen Zins an. Im Extremfall kommt es bei unveränderten langfristigen Zinsen zu einer anomalen Reaktion der Geldmenge M3. Mittelfristig können kurz- und langfristige Zinsen jedoch nicht auseinanderdriften. Über die Zeit ist dementsprechend mit einer „Normalreaktion" der Geldmenge zu rechnen. Ein weiteres Problem bei der Kontrolle von M3 besteht darin, daß in der Geldnachfragefunktion erhebliche Anpassungsverzögerungen auftreten. Dieser Sachverhalt wird durch den niedrigen Koeffizienten für den Fehlerkorrekturterm

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

($-0,0496$) und durch die sehr bedeutende autoregressive Komponente in der Geldhaltung ($0,4331$) angezeigt.

D. Geldpolitische Implikationen für die EZB

Die europäische Geldnachfrage nach dem Geldmengenaggregat M1 ist für den voraussichtlichen Teilnehmerkreis der Europäischen Währungsunion im Vergleich zu den nationalen Schätzungen relativ stabil. Auch für das Geldmengenaggregat M3 kann eine stabile Funktion identifiziert werden. Aus dieser Perspektive sind somit die Voraussetzungen für eine Geldmengenorientierung der Europäischen Zentralbank gegeben (*Deutsche Bundesbank* (1998)).

Grundsätzlich stellt sich jedoch die Frage, welche Aussagekraft aktuelle empirische Untersuchungen zur Geldnachfrage in Europa für die Zeit nach dem Übergang zur Einheitswährung haben. *Giovannini* (1991) hält strukturelle Instabilitäten in der Geldnachfrage im Übergangsprozeß zur Einheitswährung für wahrscheinlich. *Arnold* (1994 und 1996) ist der Auffassung, daß aktuelle Studien zur Geldnachfrage in Europa die künftige Stabilität der europäischen Geldnachfragefunktion überschätzen. Die Ursache liegt darin, daß sich im gegenwärtigen Regime länderspezifische Schwankungen in den nationalen Geldnachfragefunktionen gegenseitig ausgleichen. Nach dem Übergang zur Einheitswährung sind die Störungen stärker miteinander korreliert und verursachen damit höhere Instabilität in der europäischen Geldnachfragefunktion. Dies impliziert allerdings nicht, daß aktuelle Schätzungen der europäischen Geldnachfrage keinen Aussagewert haben. Wenn bereits *aktuelle* Schätzungen der Geldnachfrage in Europa Instabilitäten ausweisen, ist nicht damit zu rechnen, daß sich die Europäische Zentralbank so wie die Deutsche Bundesbank an der Geldmenge orientiert. Ferner ist es möglich, die Stabilität der aktuellen Geldnachfrageschätzungen unter der Bedingung zu simulieren, daß die länderspezifischen Störungen perfekt miteinander korrelieren (*Fagan* und *Henry* (1997)).

Das Problem der Geldmengensteuerung liegt unter Umständen nicht in der mangelnden Stabilität der Geldnachfrage. Als weitere Bedingung muß die Kontrollierbarkeit der Geldmenge gegeben sein. Es ist fraglich, ob das breite Geldmengenaggregat über die Zinssteuerung hinreichend kontrollierbar ist, um ein angekündigtes Geldmengenziel zu erreichen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anhang A: Anpassungsverzögerungen in Fehlerkorrekturmodellen

Die Geldnachfrage wird in der Regel im Rahmen einer Einzelgleichung als Fehlerkorrekturmodell geschätzt, wobei das Ausmaß von Anpassungsverzögerungen anhand des geschätzten Koeffizienten des Fehlerkorrekturterms beurteilt wird (vgl. etwa *Kremers* und *Lane* (1990) oder *Monticelli* (1996)). Beinhaltet das Fehlerkorrekturmodell jedoch weitere Kurzfristdynamik in der erklärten oder in den erklärenden Variablen, wird das tatsächliche Ausmaß der Wirkungsverzögerungen immer unterschätzt. Zur Illustration dieses Sachverhalts sei angenommen, das zugrundeliegende Modell habe die folgende Gestalt:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m} \gamma_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \delta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \ . \tag{12}$$

Die durchschnittliche Anpassungsverzögerung (*DAV*) in dieser Einzelgleichung läßt sich nach folgender Formel berechnen (*Dhrymes* (1971)):

$$\text{DAV} = \frac{\sum_{i=1}^{m} i\gamma_i}{1 - \sum_{i=1}^{m} \gamma_i} + \frac{\sum_{i=1}^{n} i\delta_i}{\sum_{i=0}^{n} \delta_i} \ . \tag{13}$$

Die durchschnittliche Anpassungsverzögerung in der Goldfeld-Gleichung mit $x = [y\ r]$ sowie $m = 1$ und $n = 0$ folgt daraus als:

$$\text{DAV (Goldfeld)} = \frac{\gamma_1}{1 - \gamma_1} \ . \tag{14}$$

Dieser Ausdruck vernachlässigt weitere Anpassungsverzögerungen ($m > 1$, $n > 0$).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anhang B: Verbindung von Goldfeld-Gleichung und Fehlerkorrekturmodellen

Als Ausgangspunkt dient die Goldfeld-Gleichung:

$$(m-p)_t = \lambda\alpha_1 y_t + \lambda\alpha_2 r_t + (1-\lambda)(m-p)_{t-1} + \lambda\epsilon_t \ .$$

Unter Verwendung der Identitäten $y_t \equiv y_{t-1} + \Delta y_t$ und $r_t \equiv r_{t-1} + \Delta r_t$ und in Verbindung mit der Subtraktion des Ausdrucks $(m-p)_{t-1}$ von beiden Seiten der Goldfeld-Gleichung folgt:

$$\Delta(m-p)_t = \lambda\alpha_1 y_{t-1} + \lambda\alpha_1\Delta y_t + \lambda\alpha_2 r_{t-1} + \lambda\alpha_2\Delta r_t - \lambda(m-p)_{t-1} + \lambda\epsilon_t \ . \tag{15}$$

Die Goldfeld-Gleichung läßt sich dementsprechend als spezielle Form eines Fehlerkorrekturmodells interpretieren mit:

$$\Delta(m-p)_t = -\lambda\big[(m-p) - \alpha_1 y - \alpha_2 r\big]_{t-1} + \lambda\alpha_1\Delta y_t + \lambda\alpha_2\Delta r_t + \lambda\epsilon_t \ . \tag{16}$$

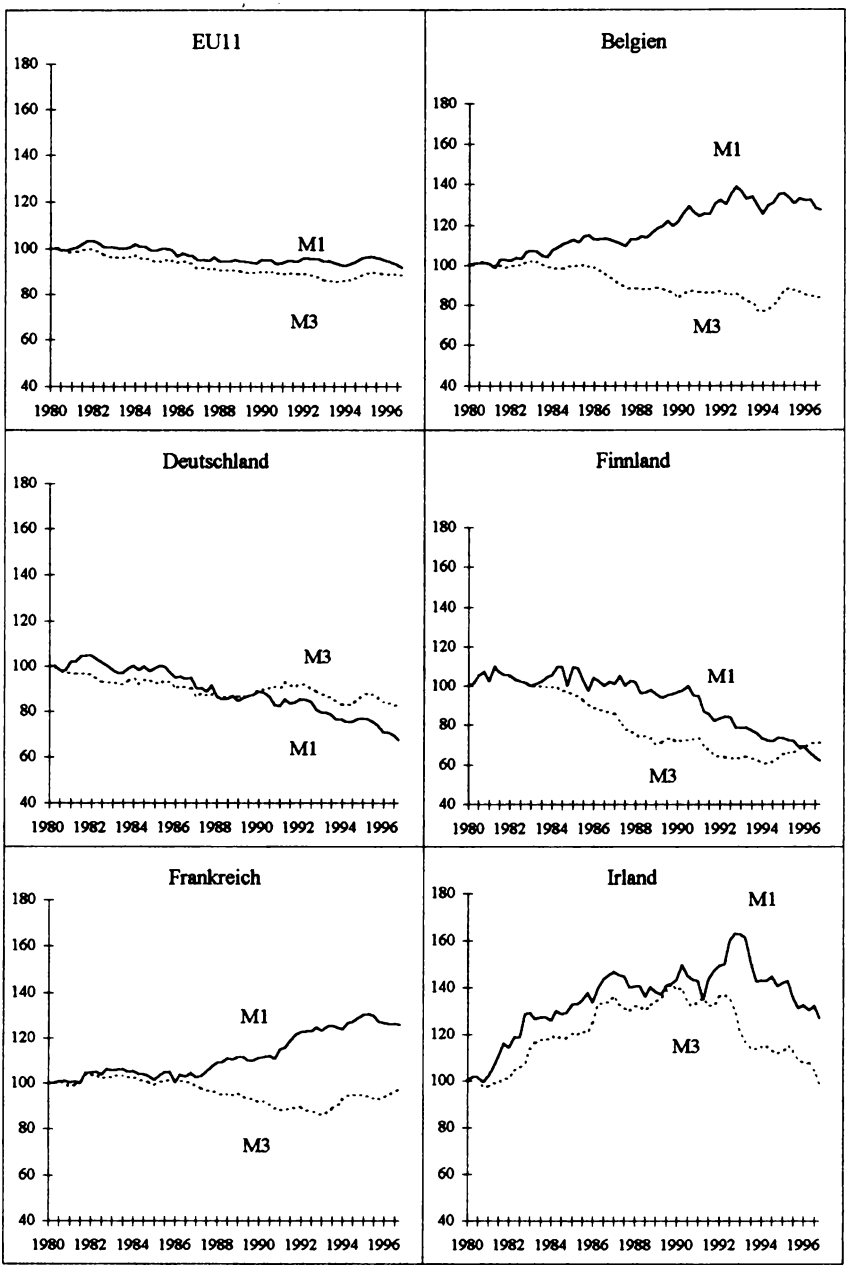
Die allgemeine Form eines Fehlerkorrekturmodells für die Geldnachfrage lautet:

$$\begin{aligned}\Delta(m-p)_t = \bar{a}\big[(m-p) - \alpha_1 y - \alpha_2 r\big]_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} a_j \Delta(m-p)_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{q} b_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{s} c_j \Delta r_{t-j} + \mu_t \ .\end{aligned} \tag{17}$$

Im Vergleich zum allgemeinen Fehlerkorrekturmodell (17) wird die Anpassungsdynamik auf der Grundlage der Goldfeld-Gleichung ausgesprochen restriktiv modelliert. In der Notation des allgemeinen Fehlerkorrekturmodells beinhaltet die Goldfeld-Gleichung die folgenden Restriktionen: $-\bar{a}\alpha_1 = b_0$ und $-\bar{a}\alpha_2 = c_0$. Ferner werden alle weiteren Terme in der Kurzfristdynamik der erklärten wie auch der erklärenden Variablen vernachlässigt, d. h. $a_j = 0 \ \forall\, j$ sowie $b_j = c_j = 0 \ \forall\, j > 0$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

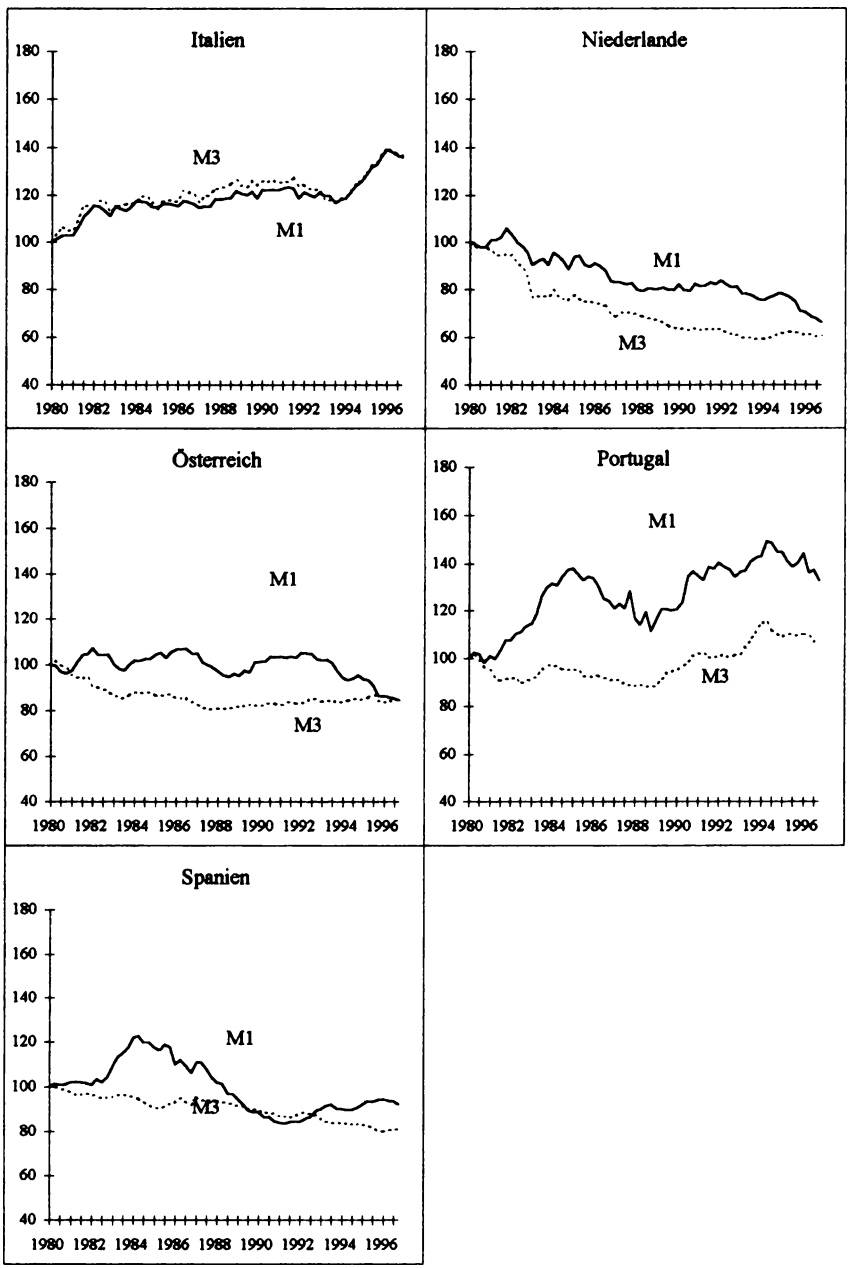
Anhang C: Umlaufgeschwindigkeiten für M1 und M3 in Europa



Quelle: Internationaler Währungsfonds, International Financial Statistics; eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

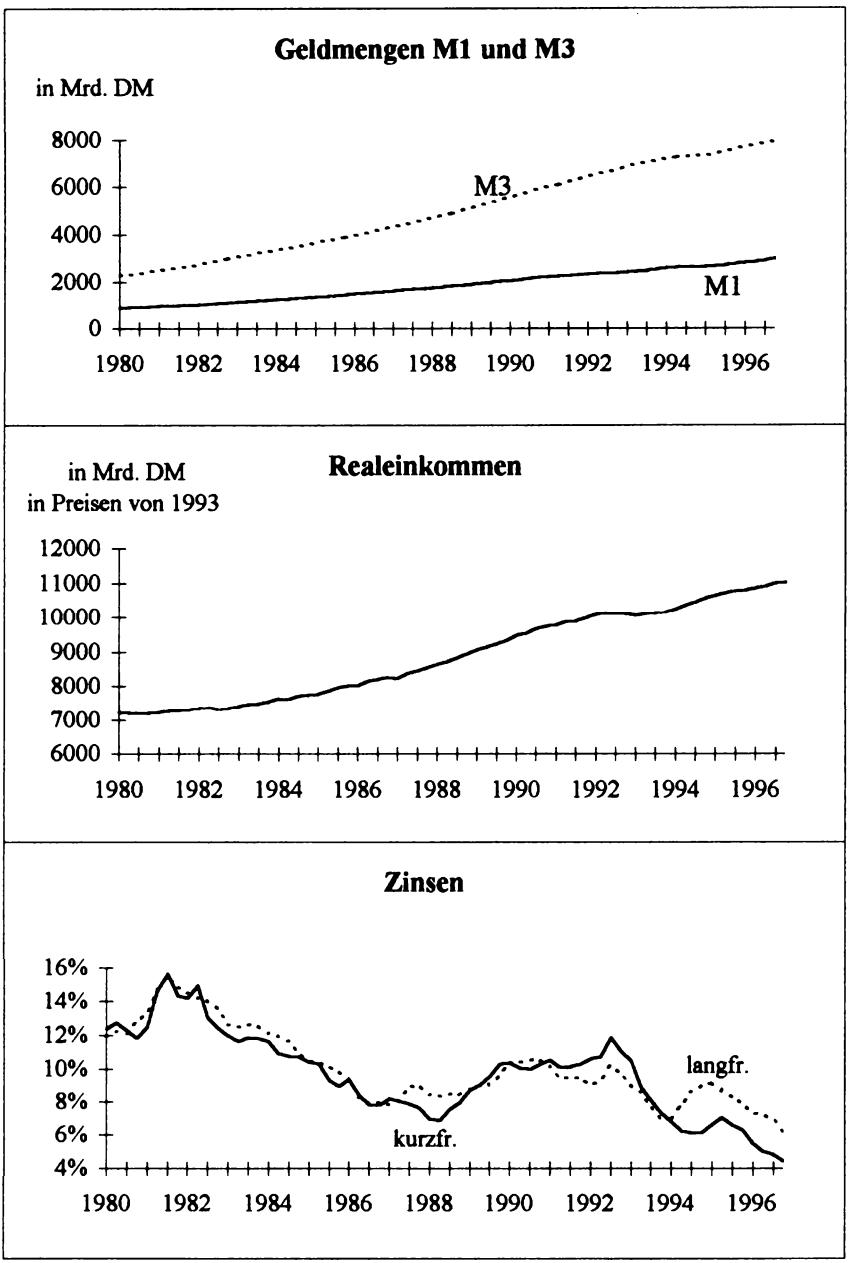
Fortsetzung



Quelle: Internationaler Währungsfonds, International Financial Statistics; eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Aggregierte Zeitreihen für Europa



Quelle: International Financial Statistics; eigene Berechnungen für die EU11-Länder.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schätzung der Goldfeldgleichung für M1 in Europa

Koeffizienten		Europa	Belgien	Deutschl.	Finnland
kurzfristig	Einkommenselast.	0,22	0,03	0,30	0,19
		(2,88)	(1,13)	(2,87)	(1,09)
	Zinselastizität	-0,27	-0,18	-0,41	0,31
		(-5,41)	(-1,68)	(-4,62)	(0,52)
	Dummy 94:3-95:4	-0,23	-0,15	-0,36	-0,09
		(-4,12)	(-0,88)	(-2,39)	(-0,08)
langfristig	Einkommenselast.	1,11	0,16	2,17	44,79
		(23,71)	(1,21)	(12,46)	(0,12)
	Zinselastizität	-1,32	-0,95	-2,93	74,74
		(-3,00)	(-1,32)	(-2,75)	(0,11)
	Dummy 94:3-95:4	-1,16	0,00	-2,59	-21,92
		(-3,22)	(0,02)	(-1,66)	(-0,06)

Test auf Autokorrelation	Europa	Belgien	Deutschl.	Finnland
LM(1)	0,13	0,15	0,02	0,02
Signifikanz	0,72	0,70	0,90	0,89
LM(4)	3,29	0,36	1,52	0,04
Signifikanz	0,07	0,55	0,22	0,84

Anpassungsparameter der Bewley-Transformation	Europa	Belgien	Deutschl.	Finnland
Koeffizient (neg.)	3,95	4,27	6,13	240,22
	(2,43)	(1,94)	(2,36)	(0,16)

Streuung der Anpassung	Europa	Belgien	Deutschl.	Finnland
+1 Standardabweichg.	5,57	6,48	8,73	1784,90
Mittelwert	3,95	4,27	6,13	240,22
-1 Standardabweichg.	2,33	2,07	3,53	-1304,46

Schätzfehler	Europa	Belgien	Deutschl.	Finnland
Res.quadr.summe(SSR)	0,0031	0,0207	0,0139	0,9951
SSR / (T-k-1)	0,0000	0,0003	0,0002	0,0155
Standardfehler d. Res.	0,0069	0,0180	0,0147	0,1247
(in Prozent)	0,69%	1,80%	1,47%	12,47%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Fortsetzung

Frankr.	Irland	Italien	Niederl.	Österr.	Portugal	Spanien
-0,01	0,06	0,04	0,54	0,02	0,07	0,13
(-0,22)	(2,04)	(1,13)	(4,06)	(1,03)	(1,74)	(1,62)
-0,13	-0,20	-0,18	-0,83	-0,24	-0,64	-0,15
(-1,76)	(-1,97)	(-1,93)	(-5,35)	(-2,29)	(-5,06)	(-1,33)
-0,06	0,19	-0,21	-0,61	0,14	0,09	-0,20
(-0,55)	(0,85)	(-3,33)	(-2,59)	(0,73)	(0,27)	(-1,94)
-0,05	1,19	0,30	1,79	0,53	-0,32	1,72
(-0,21)	(2,15)	(1,23)	(24,24)	(2,30)	(-1,66)	(5,27)
-1,22	-3,73	-1,25	-2,78	-5,96	-2,81	-2,04
(-1,39)	(-1,13)	(-1,76)	(-5,56)	(-0,91)	(-5,33)	(-0,87)
-0,58	3,67	-1,47	-2,02	3,51	0,35	-2,69
(-0,60)	(0,80)	(-2,56)	(-2,86)	(0,66)	(0,52)	(-1,38)

Frankr.	Irland	Italien	Niederl.	Österr.	Portugal	Spanien
0,45	1,06	0,16	0,47	1,77	3,46	5,59
0,50	0,30	0,69	0,49	0,18	0,06	0,02
4,18	5,11	0,25	0,15	6,47	1,03	2,57
0,04	0,02	0,62	0,69	0,01	0,31	0,11

Frankr.	Irland	Italien	Niederl.	Österr.	Portugal	Spanien
8,42	17,95	6,05	2,34	23,53	3,41	12,32
(1,72)	(1,11)	(2,32)	(1,48)	(0,95)	(3,65)	(1,41)

Frankr.	Irland	Italien	Niederl.	Österr.	Portugal	Spanien
13,31	34,19	8,66	3,91	48,18	4,35	21,07
8,42	17,95	6,05	2,34	23,53	3,41	12,32
3,52	1,71	3,44	0,76	-1,13	2,48	3,57

Frankr.	Irland	Italien	Niederl.	Österr.	Portugal	Spanien
0,0107	0,0484	0,0113	0,0258	0,0204	0,0438	0,0233
0,0002	0,0008	0,0002	0,0004	0,0003	0,0007	0,0004
0,0129	0,0275	0,0133	0,0201	0,0179	0,0262	0,0191
1,29%	2,75%	1,33%	2,01%	1,79%	2,62%	1,91%

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Literatur

Arnold, I. J. M. (1994): The Myth of a Stable European Money Demand, Open Economies Review, Vol. 5, No. 3, S. 249-259.

– (1996): Fallacies in the Interpretation of a European Monetary Aggregate, Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 132, No. 4, S. 753-762.

Bekx, P. / *Tullio,* G. (1989): A Note on the European Monetary System and the Determination of the DM-Dollar Exchange Rate, Cahiers Economiques de Bruxelles, Vol. 31, No. 123, S. 329-343.

Bewley, R. A. (1979): The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Model, Economics Letters, Vol. 3, S. 357-361.

Blinder, A. S. (1997): What Central Bankers Could Learn from Academics – and Vice Versa, Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, No. 2, S. 3-19.

Brainard, W. (1967): Uncertainty and the Effectiveness of Policy, American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol. 57, No. 2, S. 411-425.

Browne, F. X. / *Fagan,* G. / *Henry,* J. (1997): Money Demand in EU countries: A Survey, European Monetary Institute, Frankfurt a.M., Staff Paper, No. 7, March.

Bruggeman, A. (1997): EU-Wide Money Demand Functions – A Review of the Empirical Literature, Tijdschrift voor Economie en Management, Vol. 42, No. 2, S. 229-251.

Buiter, W. (1981): The Superiority of Contingent Rules over Fixed Rules in Models with Rational Expectations, The Economic Journal, Vol. 91, S. 647-670.

Charemza, W. W. / *Deadman,* D. F. (1997): New Directions in Econometric Practice (2. Aufl.), Cheltenham.

Chow, G. C. (1975): Analysis and Control of Dynamic Economic Systems, New York.

Clausen, V. (1994): Zur Bedeutung der Geldnachfragefunktion für die Geldpolitik, Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 23. Jg., Nr. 7, S. 330-335.

Clausen, V. / *Kim,* J.-R. (1997): The Long-Run Stability of European Money Demand, University of Kiel, Institute of Statistics and Econometrics, Working Paper No. 113/97.

Deutsche Bundesbank (1985): Zur längerfristigen Entwicklung und Kontrolle des Geldvolumens, Monatsbericht, 37. Jg., Nr. 1, S. 14-28.

– (1995a): Die Geldpolitik der Bundesbank, Frankfurt a.M.

– (1995b): Empirische Untersuchung zur Stabilität der Geldnachfrage in Deutschland, Monatsbericht, 47. Jg., Nr. 7, S. 31-37.

– (1997): Überprüfung des Geldmengenziels, Monatsbericht, 49. Jg., Nr. 7, S. 17-32.

– (1998): Geldpolitische Strategien in den Ländern der Europäischen Union, Monatsbericht, 50. Jg., Nr. 1, S. 33-47.

Dhrymes, P. (1971): Distributed Lags, San Francisco.

Doan, T. A. (1992): RATS User's Manual, Version 4, Evanston.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Doornik, J. A. / *Hendry,* D. F. (1994): PcGive 8.0, An Interactive Econometric Modelling System, London.

Engle, R. F. / *Granger,* C. W. J. (1987): Cointegration and Error Correction, Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Vol. 55, No. 2, S. 251-276.

Estrella, A. / *Mishkin,* F. S. (1997): The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank, European Economic Review, Vol. 41, No. 7, S. 1375-1401.

Europäisches Währungsinstitut (1997): Die einheitliche Geldpolitik in Stufe 3: allgemeine Regelungen für die geldpolitischen Instrumente und Verfahren des ESZB, Frankfurt a.M.

Fagan, G. / *Henry,* J. (1997): Long Run Money Demand in the EU: Evidence for Area-Wide Aggregates, European Monetary Institute, Paper presented at ESEM 1997 in Toulouse.

Falk, M. / *Funke,* N. (1995): The Stability of Money Demand in Germany and in the EMS: Impact of German Unification, Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 131, No. 3, S. 470-488.

Fase, M. M. G. (1994): Money Demand within EMU: An Analysis with the Divisia Measure, Quarterly Bulletin, De Nederlandsche Bank, Vol. 3, Sept., S. 25-35.

Friedman, M. (1961): The Lag in Effect of Monetary Policy, Journal of Political Economy, Vol. 69, No. 5, S. 447-466.

Giovannini, A. (1991): Money Demand and Monetary Control in an Integrated European Economy, in: European Economy, Special Edition: The Economics of EMU, Luxembourg, S. 93-106.

Goldfeld, S. M. / *Sichel,* D. E. (1990): The Demand for Money, in: B. M. Friedman und F. H. Hahn (Hrsg.), Handbook of Monetary Economics, Vol. 1, Amsterdam u. a., S. 299-356.

Goodhart, C. A. E. / *Huang,* H. (1995): What is the Central Banks Game?, London School of Economics, FMG Discussion Paper No. 222, London.

Hansen, G. (1993): Quantitative Wirtschaftsforschung, München.

Hansen, G. / *Kim,* J.-R. (1995): The Stability of German Money Demand: Tests of the Cointegration Relation, Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 131, No. 2, S. 286-301.

Hayo, B. (1997): Estimating a European Demand for Narrow Money, University of Bamberg, Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge, Nr. 78.

Hendry, D. F. / *Ericsson,* N. R. (1991): Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States, European Economic Review, Vol. 35, No. 4, S. 833-881.

Holbrook, R. S. (1972): Optimal Economic Policy and the Problem of Instrument Instability, American Economic Review, Vol. 62, No. 1, S. 57-65.

Judd, J. P. / *Scadding,* J. L. (1982): The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature, Journal of Economic Literature, Vol. 20, No. 3, S. 993-1023.

Kremers, J. J. M. / *Lane,* T. D. (1990): Economic and Monetary Integration and the Aggregate Demand for Money in the EMS, IMF Staff Papers, Vol. 37, No. 4, S. 777-805.

Laidler, D. E. W. (1993): The Demand for Money. Theories, Evidence and Problems, 4th ed., New York.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Monticelli, C. (1996): EU-Wide Money and Cross-Border Holdings, Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 132, No. 2, S. 215-235.

Monticelli, C. / *Papi,* L. (1996): European Integration, Monetary Integration and the Demand for Money, Oxford.

Neumann, M. J. M. (1983): Stabilität von Geldnachfrage und Geldpolitik, Wirtschaftsdienst, 63. Jg., Nr. 8, S. 415-420.

Organization for Economic Co-Operation and Development (1995): Purchasing Power Parities and Real Expenditures 1993, Paris.

Pearce, D. K. / *Sobue,* M. (1997): Uncertainty and the Inflation Bias of Monetary Policy, Economics Letters, Vol. 57, No. 2, S. 203-207.

Poole, W. (1970): Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model, Quarterly Journal of Economics, Vol. 84, No. 2, S. 197-216.

Scharnagl, M. (1996): Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen auf den Finanzmärkten, Deutsche Bundesbank, Frankfurt a.M., Diskussionspapier, Nr. 2/96.

Turnovsky, S. J. (1977): On the Scope of Optimal and Discretionary Policies in the Stabilisation of Stochastic Linear Systems, in: J. D. Pitchford und S. J. Turnovsky (Hrsg.), Applications of Control Theory to Economic Analysis, Amsterdam, S. 337-363.

van Riet, A. G. (1992): Studies of EC Money Demand: Survey and Assessment, De Nederlandsche Bank Quarterly Bulletin, Vol. 31, No. 4, S. 63-75.

Wesche, K. (1997): The Demand for Divisia Money in a Core Monetary Union, Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 79, No. 5, S. 51-60.

– (1998): Die Geldnachfrage in Europa: Aggregationsprobleme und Empirie, Heidelberg.

Wickens, M. R. / *Breusch,* T. S. (1988): Dynamic Specification, the Long Run and the Estimation of Transformed Regression Models, Economic Journal, Vol. 98, No. 390, S. 189-205.

Willms, M. / *Clausen,* V. (1995): Der Bufferstock-Ansatz der Geldnachfrage, in: D. Duwendag (Hrsg.), Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Band 235, Berlin, S. 11-44.

Wolters, J. / *Lütkepohl,* H. (1997): Die Geldnachfrage für M3: Neue Ergebnisse für das vereinigte Deutschland, Ifo-Studien, 43. Jg., Nr. 1, S. 35-54.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Asymmetrie im Output-Inflations-Zusammenhang: Schätzergebnisse und Implikationen*

Von *Barbara Lüscher,* Zürich

A. Einleitung

Die Phillipskurve drückt den empirischen Zusammenhang zwischen Output und Inflation aus. In den meisten Lehrbüchern wird sie als konvexe Kurve dargestellt. Auch der originale Aufsatz von *Phillips* (1958) deutet darauf hin, daß Phillips von einer konvexen Kurve ausging. Dennoch wird die Phillipskurve in der empirischen Praxis meistens als lineare Beziehung geschätzt. Erst in den letzten Jahren erschienen vermehrt Untersuchungen, in denen die Phillipskurve als nichtlineare Beziehung modelliert wird.

Der Anstoß zur Beschäftigung mit der nichtlinearen Phillipskurve ging von *Mankiw* (1988) aus. Er wies in seinem Kommentar zu *DeLong* und *Summers* (1988) darauf hin, daß die Geldpolitik in einer Welt mit symmetrischen Schocks und einer nichtlinearen Phillipskurve das durchschnittliche Wachstum der Volkswirtschaft beeinflussen kann. Die Grundidee läßt sich am Unterschied zur nichtlinearen Phillipskurve erläutern. Im Falle einer linearen Phillipskurve haben positive und negative Nachfrageschocks symmetrische Wirkungen, so daß die Gesamtwirkung dieser Schocks auf den Output gleich null ist und zwar unabhängig von der Reaktion der Geldpolitik. Bei einer konvexen Phillipskurve lassen positive Nachfrageschocks die Inflation jedoch stärker ansteigen, als negative Schocks der gleichen Größe die Inflation senken. Eine Geldpolitik, die die Varianz des Outputs um seinen Trend reduziert, kann damit das Durchschnittsniveau des Outputs erhöhen.

Diese Implikationen haben dazu geführt, daß in jüngerer Zeit nichtlineare Phillipskurven für eine rasch wachsende Zahl von Ländern geschätzt wurden. Wichtige Beispiele sind *Clark, Laxton* und *Rose* (1996) für die Vereinigten Staaten, *Debelle* und *Vickery* (1997) für Australien, *Laxton, Rose* und *Tetlow* (1993) für Kanada, und *Turner* (1995) für die Länder der G-7. Die präsentierte Evidenz stützt die Hypothese einer nichtlinearen Phillipskurve.

---

* Ich danke Andreas Fischer, Michel Peytrignet, Eveline Ruoss, Andy Sturm und vor allem Mathias Zurlinden sowie den Tagungsteilnehmern für wertvolle Kommentare bei der Ausarbeitung dieses Aufsatzes.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der vorliegende Aufsatz baut auf dieser neueren Literatur auf und geht der Frage nach, ob die Phillipskurve in der Schweiz nichtlinear ist. Im ersten Teil werden die Phillipskurve eingeführt und lineare und nichtlineare Spezifikationen diskutiert. Der zweite Teil enthält eine Diskussion der für die Inflationserwartungen und die Outputlücke verwendeten Daten. Die Schätzresultate werden im dritten Teil präsentiert. Im vierten Teil wird die geschätzte Phillipskurve in ein einfaches makroökonometrisches Modell eingefügt. Dieses Modell wird unter verschiedenen Annahmen über die Form der Phillipskurve (linear oder nichtlinear), die Reaktionsfunktion der Geldpolitik und die Glaubwürdigkeit der Notenbank simuliert. Der fünfte Teil enthält Schlußbemerkungen.

B. Lineare versus nichtlineare Phillipskurve

Die ursprüngliche Phillipskurve postulierte einen Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate der nominellen Löhne und der Arbeitslosenquote. Später haben viele Autoren die Phillipskurve als Beziehung zwischen Güterpreisinflation und der Outputlücke (Differenz zwischen tatsächlichem und potentiellem Output) formuliert. Dieser Schritt stützt sich auf die Annahme eines *mark up* Preissetzungsverhaltens der Firmen und auf *Okun's law,* das eine enge Beziehung zwischen der Arbeitslosigkeit und der Outputlücke postuliert. Außerdem ist die Phillipskurve im Laufe der Zeit um zwei Elemente erweitert worden. Unter dem Einfluß von *Phelps* und *Friedman* wurde die erwartete Inflation als zusätzlicher Bestimmungsgrund der Inflation berücksichtigt, und nach dem Ölpreisschock Anfang der siebziger Jahre wurden oft auch Angebotsschocks in Rechnung gestellt.

Die Phillipskurve in der Preisform postuliert also, daß die Inflationsrate durch drei Faktoren bestimmt wird: die erwartete Inflationsrate, die Outputlücke und Angebotsschocks. Sie kann somit als

$$\pi_t = \pi^e_{t,t+1} + \beta \cdot gap_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

geschrieben werden, wobei π_t die Inflationsrate im Zeitpunkt t, $\pi^e_{t,t+1}$ die im Zeitpunkt t erwartete Inflationsrate für $t+1$, gap_t die Produktionslücke und ε_t die Angebotsschocks bezeichnet.

Eine häufig verwendete alternative Schreibweise der Phillipskurve in der Preisform lautet

$$\pi_t = \delta \cdot \pi^e_{t,t+1} + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_t + \varepsilon_t \ . \tag{2}$$

In dieser Schreibweise wird der Tatsache Rechnung getragen, daß die Inflation sich über die Zeit nur langsam verändert. Die Gleichung hat deshalb eine rück-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wärts- und eine vorwärtsschauende Komponente. Gleichungen dieser Art werden beispielsweise von *Fuhrer* und *Moore* (1995) verwendet.

Gleichung (2) modelliert die Beziehung zwischen Outputlücke und Inflation als lineare Beziehung. Die nichtlineare Phillipskurve postuliert demgegenüber einen konvexen Zusammenhang zwischen der Outputlücke und der Inflationsrate. Es wird also unterstellt, daß die Inflation bei einem Nachfrageüberschuß stärker steigt, als sie bei einem gleich großen Angebotsüberschuß zurückgeht. Eine solche konvexe Phillipskurve wird häufig als gebrochene lineare Phillipskurve approximiert, wobei die positive Steigung der Phillipskurve im Bereich mit Nachfrageüberschuß größer ist als im Bereich mit Angebotsüberschuß. Damit kann die nichtlineare Phillipskurve vereinfacht als

$$\pi_t = \delta \cdot \pi^e_{t,t+1} + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_t + \gamma \cdot gappos_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

geschrieben werden, wobei $gappos_t$ nur die Outputlücken enthält, die einen Nachfrageüberschuß ausdrücken. Die nichtlineare Phillipskurve impliziert also $\gamma > 0$.

Die Unterscheidung zwischen linearer und nichtlinearer Phillipskurve hat Konsequenzen für das zu erwartende Durchschnittsniveau des Outputs. In einer stochastischen Umgebung mit symmetrischen Schocks impliziert eine lineare Phillipskurve, daß das Durchschnittsniveau des Outputs gleich jenem ist, das in einer Welt ohne Schocks zu erreichen wäre. Eine konvexe Phillipskurve impliziert demgegenüber, daß das Durchschnittsniveau tiefer liegt. Die Differenz basiert auf der Jensenschen Ungleichung. Zur Illustration sei folgende einfache Version der nichtlinearen Phillipskurve unterstellt

$$\pi_t = \pi^e_{t,t+1} + f(y_t - y^*_t) + \varepsilon_t \ ,$$

wobei $(y - y^*)$ die Log-Differenz zwischen dem Output und dem Potentialoutput (Outputlücke) bezeichnet, und $f(\cdot)$ stetig und streng konvex mit $f'(\cdot) > 0$ sei. Weiter wird angenommen, die Inflationserwartungen seien im Mittel unverzerrt, der additive Störterm habe einen Erwartungswert von null und y_t sei eine stochastische Variable. Wird die Gleichung in Erwartungsform geschrieben, so erhalten wir im stochastischen Gleichgewicht

$$E\big[f(y - y^*)\big] = 0 \ .$$

Der Erwartungswert der nichtlinearen Funktion der Outputlücke ist null und die langfristige Phillipskurve vertikal. Wegen der strengen Konvexität von $f(\cdot)$ gilt nach der Jensenschen Ungleichung

$$f\big(E[y - y^*]\big) < E\big[f(y - y^*)\big] = 0 \ .$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Da $f'(\cdot) > 0$ gilt, folgt aus der obigen Relation, daß der Erwartungswert der Outputlücke bei Vorliegen eines konvexen Output-Inflations-Zusammenhangs negativ ist,

$$E[y - y^*] < 0 \ .$$

Bei Vorliegen eines konvexen Output-Inflations-Zusammenhangs liegt der Mittelwert des Outputs $\bar{y}$ in einer stochastischen Welt somit unter dem Produktionspotential y^*.[1]

Daraus ergeben sich Konsequenzen für die Geldpolitik. Die Varianz des Outputs führt bei einer konvexen Phillipskurve zu permanenten Outputverlusten. Eine Geldpolitik, die die Variabilität des Outputs zu vermindern vermag, wird die permanenten Outputverluste deshalb verringern. Weitere Schlußfolgerungen ergeben sich für die Schätzung. Outputlücken, die mit Zeitreihenverfahren so berechnet werden, daß der Mittelwert gleich null ist, sind nur bei Vorliegen einer linearen Phillipskurve angemessen. Beim Vorliegen einer konvexen Phillipskurve ist dagegen eine negative durchschnittliche Outputlücke der modellkonsistente Dateninput.

C. Daten

I. Inflation und Inflationserwartungen

Als Maß für die Inflationserwartungen werden Umfragedaten verwendet. Im Vergleich zur *ex post* beobachteten Inflation haben Umfragedaten den Vorteil, daß bei der Schätzung auf Instrumentalvariablen verzichtet werden kann. Die Befragungen werden vom Bundesamt für Wirtschaft und Arbeit vierteljährlich mit 1000 in der Schweiz ansässigen Personen durchgeführt. Gefragt wird nach der über die nächsten 12 Monaten erwarteten Tendenz des Durchschnittspreises des persönlichen Warenkorbes. Als Antwortkategorien stehen „stark steigend", „mäßig steigend", „unverändert" und „sinkend" zur Verfügung.

Aus den qualitativen Umfrageergebnissen wurden nach dem von *Carlson* und *Parkinson* (1975) sowie *Fluri* und *Spörndli* (1989) vorgeschlagenen Verfahren quantitative Inflationserwartungen berechnet. Die Berechnung stellt sicher, daß die quantifizierten Inflationserwartungen keine systematischen Abweichungen von der realisierten Inflation (Landesindex der Konsumentenpreise, KPI) aufweisen.

Die Inflation wird in den Schätzungen an der Inlandkomponente des KPI gemessen. Aus Gründen der Konsistenz mit der Erwartungsbildung sollte eigentlich nicht

[1] *Laxton, Meredith* und *Rose* (1994) zeigen außerdem, daß $\bar{y}$ bei gegebener Outputvarianz um so mehr unter y^* fällt, je konvexer die Phillipskurve ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nur die Inlandkomponente berücksichtigt werden. Die Schätzungen der Phillipskurve zeigten jedoch, daß die Inlandkomponente mit einer einfachen Phillipskurvengleichung besser erklärt werden kann als der Totalindex, der stärker dem Einfluß des Wechselkurses unterliegt. Um die Zahl der erklärenden Variablen klein zu halten, wird deshalb auf den Totalindex verzichtet.[2]

II. Outputlücke

Die Outputlücke wird als prozentuale Abweichung zwischen dem Output und dem Potentialoutput definiert, d. h. $gap = \big(\ln(Y) - \ln(Y^*)\big) \cdot 100$. Positive Outputlücken widerspiegeln damit einen Nachfrageüberschuß, während negative Outputlücken einen Angebotsüberschuß anzeigen. Als Maß für den Output dient das reale Bruttoinlandprodukt. Der Potentialoutput kann nicht beobachtet werden und muß deshalb geschätzt werden. Bei der Schätzung des Potentialoutputs geht es im wesentlichen um die Aufteilung der Outputentwicklung in eine langfristige Trendkomponente und eine durch Nachfrageschwankungen hervorgerufene zyklische Komponente. Die am häufigsten verwendeten Schätzverfahren zielen auf eine Glättung des aktuellen Verlaufs des Outputs ab. Beispiele sind einfache gleitende Durchschnitte, der Hodrick-Prescott-Filter oder die von *Kuttner* (1992) vorgeschlagene Methode der nichtbeobachtbaren Komponenten (*unobservable components*).

Die Schätzungen der Phillipskurve, die im vorliegenden Aufsatz präsentiert werden, basieren auf Potentialoutputdaten, die als symmetrische, gleitende Durchschnittswerte des logarithmierten saisonkorrigierten Bruttoinlandprodukts kalkuliert werden. Der Potentialoutput y^* wird also als

$$y^* = \bar{y}_k = \frac{1}{2k+1}\left[y_t + \sum_{i=1}^{k}(y_{t+i} + y_{t-i})\right]$$

berechnet, wobei k die Anzahl Quartale angibt, über die die Durchschnitte gebildet werden. Bei einem sehr hohen k ist das Potentialwachstum über die Zeit nahezu konstant. Damit würde unterstellt, daß die beobachteten Outputschwankungen fast nur auf Nachfrageschwankungen zurückzuführen sind. Geht man jedoch davon aus, daß die beobachteten Outputschwankungen sowohl durch Nachfrage- als auch durch Angebotsschwankungen hervorgerufen werden, sollte der Parameter k niedriger gewählt werden. Die Wahl des korrekten k ist weitgehend Ermessenssache. Um sicherzugehen, daß die Schätzergebnisse für die Phillipskurve nicht von der spezifischen Art der Bestimmung der Outputlücke abhängen, wird die Phillipskurve deshalb über eine Reihe von Werten für k und damit über eine breite Palette von Maßen für die Outputlücke geschätzt.

---

2 Ein einfacher Test der Hypothese rationaler Erwartungen zeigt, daß die berechneten Inflationserwartungen im Untersuchungszeitraum auch für die Inlandkomponente des KPI im Mittel unverzerrt sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

D. Schätzergebnisse

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse der Schätzungen von linearen und nichtlinearen Phillipskurven präsentiert. Die Schätzgleichungen basieren auf den Gleichungen (2) und (3), wobei drei Anpassungen zu beachten sind.

Erstens wird die Inflationsrate als Jahresinflationsrate ausgedrückt, d. h. $\pi_t \equiv (P_t/P_{t-4} - 1) \cdot 100$. Dies führt *zweitens* dazu, daß bei der Erklärung der Inflation nicht nur die im aktuellen Zeitpunkt gebildeten Inflationserwartungen, sondern auch die in früheren Perioden gebildeten Inflationserwartungen beachtet werden müssen. Schätzungen mit Inflationserwartungen, die über unterschiedlich lange Verzögerungen gemittelt wurden, deuteten allerdings darauf hin, daß neben den aktuellen Inflationserwartungen nur die um eine Periode verzögerten Inflationserwartungen berücksichtigt werden müssen. Die in den hier präsentierten Schätzungen unterstellte Variable der Inflationserwartungen $\bar{\pi}_t^e$ entspricht dem arithmetischen Mittel der in der laufenden Periode und in der Vorperiode gebildeten Inflatonserwartungen. Die *dritte* Anpassung betrifft die in die Schätzung der asymmetrischen Phillipskurve eingehenden Daten der Outputlücke. Die geschätzten Outputlücken basieren – wie erwähnt – auf gleitenden Outputdurchschnitten zur Berechnung des Potentialoutputs. Sie haben deshalb – über einen hinreichend langen Zeitraum betrachtet – definitionsgemäß einen Mittelwert von null. Wir haben jedoch gesehen, daß der Erwartungswert der Outputlücke im stochastischen Gleichgewicht nur im linearen Fall null, im nichtlinearen Fall aber negativ ist. Die berechneten Outputlücken sind deshalb nur im linearen Modell angemessen. Im nichtlinearen Modell würden sie zu verzerrten Schätzungen der Koeffizienten führen (siehe *Clark, Laxton* und *Rose,* 1995). Aus diesem Grund wird die geschätzte Outputlücke *gap* bei Schätzungen des nichtlinearen Modells um die Konstante α korrigiert, so daß $gap_t^* = gap_t + \alpha$.

Das Schätzmodell lautet damit im linearen Fall

$$\pi_t = \delta \cdot \bar{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_t + \varepsilon_t \ , \quad \text{wobei } gap_t = y_t - \bar{y}_t \ , \tag{4}$$

und im nichtlinearen Fall

$$\pi_t = \delta \cdot \bar{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_t^* + \gamma \cdot gappos_t^* + \varepsilon_t \ , \quad \text{wobei } gap_t^* = y_t - y^* = y_t - \bar{y}_t + \alpha \ . \tag{5}$$

Die Frage, ob die Phillipskurve linear oder nichtlinear ist, kann im Rahmen der Schätzungen von Gleichung (5) diskutiert werden. *Clark, Laxton* und *Rose* (1995, 1996) schätzen ihre Version des nichtlineares Modells mit NLLS. Die multiplikative Verknüpfung der Koeffizienten kann jedoch bei kleinen Stichproben zu Schätzproblemen führen. Die Schätzung der asymptotischen Kovarianzmatrix kann recht ungenau ausfallen und zudem in Abhängigkeit des verwendeten Iterationsverfah-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ren stark variieren. Zur Schätzung von Gleichung (5) wird hier deshalb ein zweistufiges Verfahren angewendet.

Dabei wird unterstellt, daß der Koeffizient γ, der den Erklärungsbeitrag der positiven Outputlücke $gappos_t^*$ mißt, n mal so groß wie der Koeffizient der Outputlücke β ist, d. h. $\gamma = n \cdot \beta$. Bei Gültigkeit der linearen Phillipskurve wäre $n = 0$. Im Falle von $n > 0$ haben positive Outputlücken jedoch größere Wirkungen auf die Inflationsrate als gleich große negative Outputlücken. Die Koeffizienten δ, β und α in (5) werden für Werte von n zwischen 0 und 4,8 geschätzt. Zudem werden die Schätzungen für verschiedene Glättungsparameter k und damit für verschiedene Outputlückenschätzungen durchgeführt. Der Glättungsparameter k variiert von 9 bis 15. Alle Schätzungen erfolgen mit Quartalsdaten. Die Schätzperiode ist 1978:1 - 1993:2 und die Schätzmethode NLLS.

Die Likelihood-Werte der verschiedenen Schätzungen sind in *Tabelle 1* zusammengefaßt. Die zweite Spalte, $n = 0$, enthält die Werte für den Spezialfall einer linearen Phillipskurve. Ein Vergleich mit den anderen Spalten zeigt, daß sich der Likelihood-Wert für alle betrachteten Outputlückenmasse verbessert, wenn $n > 0$ gesetzt wird. Dies gibt einen ersten Hinweis darauf, daß eine nichtlineare Modellierung der Phillipskurve von den Daten besser gestützt wird. In jeder Zeile, d. h. für jedes Outputlückenmaß, ist das Feld mit dem höchsten Likelihood-Wert grau schraffiert. Der maximale Wert aller untersuchten Fälle wird bei $k = 13$ und $n = 3,3$ erreicht.

In der letzten Spalte der *Tabelle 1* ist die Likelihood-Ratio-Statistik angegeben, welche unter H_0 die lineare Phillipskurve gegen die asymmetrische Alternative testet. Die Teststatistik λ entspricht zweimal der Differenz zwischen den Likelihood-Werten der Schätzung mit $n = 0$ und jener mit dem optimalen n. Diese Teststatistik folgt asymptotisch einer $\chi^2(1)$-Verteilung. Die Ergebnisse zeigen, daß die Hypothese einer linearen Phillipskurve bei vier der sieben Outputlückenmaße auf dem 95 %-Signifikanzniveau (*) abgelehnt werden kann. Bei den anderen drei Outputlückenmaßen kann die Nullhypothese lediglich auf dem 90 %-Signifikanzniveau verworfen werden.[3]

Gestützt auf die geschätzten n, die die höchsten Likelihood-Werte liefern, können in einem zweiten Schritt die anderen Koeffizienten des nichtlinearen Modells geschätzt werden. *Tabelle 2* faßt die Resultate zusammen, wobei zum Vergleich auch die Resultate der Schätzung des linearen Modells angegeben sind. Da die Autokorrelationsfunktion der Residuen in allen Schätzgleichungen auf Autokorrelation erster Ordnung hindeutet, werden in Klammern unter den Koeffizienten die nach der Newey-West-Methode korrigierten t-Statistiken angegeben. Der Koeffizient γ ergibt sich durch Multiplikation des optimalen Faktors n aus *Tabelle 1* mit dem geschätzten Koeffizienten β.

[3] Die kritischen Werte einer $\chi^2(1)$-Verteilung betragen auf dem 95 %- und 90 %-Signifikanzniveau 3,84 bzw. 2,71.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Phillipskurven-Schätzungen: Likelihood-Werte in Abhängigkeit des Faktors *n*

Asymmetrische Phillipskurve

(5) $$\pi_t = \delta \cdot \bar{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_{k,t}^* + n \cdot \beta \cdot gappos_{k,t}^* + \varepsilon_t^{asym}$$

wobei:

π	=	Inlandinflationsrate, prozentuale Veränderung gegenüber dem Vorjahresquartal
$\pi_{t,t+4}^e$	=	Inflationserwartung in t für t+4
$\bar{\pi}_t^e$	=	$\left(\pi_{t,t+4}^e + \pi_{t-1,t+3}^e\right) \cdot 0.5$
$\bar{y}_k$	=	$\frac{1}{2k+1}\left[y_t + \sum_{i=1}^{k}\left(y_{t+i} + y_{t-i}\right)\right]$
y^*	=	Potentialoutput $\bar{y} - \alpha$ wobei $\alpha \leq 0$
gap_k	=	$y - \bar{y}_k$
gap_k^*	=	$y - y^* = y - \bar{y}_k + \alpha$
$gappos_k^*$	=	positive Werte der Outputlücke gap_k^*

	n=0	n=1	n=2	n=2.9	n=3	n=3.1	n=3.2	n=3.3
k = 9	-21.212	-20.448	-20.026	-19.837	-19.818	-19.802	-19.786	-19.772
k = 10	-20.683	-19.69	-19.28	-19.105	-19.096	-19.089	-19.083	-19.079
k = 11	-20.463	-19.341	-18.804	-18.742	-18.748	-18.739	-18.733	-18.728
k = 12	-20.261	-19.069	-18.425	-18.3249	-18.3254	-18.328	-18.332	-18.337
k = 13	-20.204	-18.95	-18.235	-18.03	-18.023	-18.019	-18.016	-18.0149
k = 14	-20.644	-19.349	-18.629	-18.345	-18.336	-18.329	-18.324	-18.322
k = 15	-21.245	-19.769	-19.103	-19.23	-18.934	-18.932	-18.9309	-18.9312

	n=3.4	n=3.5	n=3.6	n=3.7	n=3.8	n=3.9	n=4	n=4.1
k = 9	-19.759	-19.748	-19.734	-19.722	-19.711	-19.701	-19.692	-19.684
k = 10	-19.076	-19.074	-18.995	-18.979	-18.964	-18.952	-18.942	-18.935
k = 11	-18.725	-18.723	-18.722	-18.723	-18.725	-18.723	-18.724	-18.726
k = 12	-18.344	-18.352	-18.361	-18.371	-18.382	-18.394	-18.407	-18.421
k = 13	-18.0153	-18.017	-18.021	-18.026	-18.033	-18.043	-18.053	-18.065
k = 14	-18.323	-18.326	-18.33	-18.335	-18.342	-18.351	-18.361	-18.372
k = 15	-18.933	-18.937	-18.942	-18.948	-18.956	-18.965	-18.976	-18.986

	n=4.2	n=4.3	n=4.4	n=4.5	n=4.6	n=4.7	n=4.8	λ
k = 9	-19.677	-19.671	-19.666	-19.662	-19.659	-19.664	-19.66	3.106
k = 10	-18.931	-18.928	-18.927	-18.928	-18.93	-18.932	-18.935	3.512
k = 11	-18.73	-18.734	-18.739	-18.745	-18.753	-18.762	-18.773	3.482
k = 12	-18.435	-18.45	-18.466	-18.482	-18.498	-18.515	-18.532	3.872*
k = 13	-18.078	-18.091	-18.106	-18.122	-18.138	-18.154	-18.171	4.378*
k = 14	-18.383	-18.396	-18.409	-18.424	-18.438	-18.453	-18.468	4.644*
k = 15	-18.998	-19.01	-19.023	-19.036	-19.05	-19.064	-19.078	4.628*

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Phillipskurven-Schätzungen: Resultate basierend auf optimalen Faktoren *n*

Asymmetrische Phillipskurve

(5) $$\pi_t = \delta \cdot \overline{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_{k,t}^* + \gamma \cdot gappos_{k,t}^* + \varepsilon_{k,t}^{asym}$$

Lineare Phillipskurve

(4) $$\pi_t = \delta \cdot \overline{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_{k,t} + \varepsilon_{k,t}^{lin}$$

wobei:

π	=	Inlandinflationsrate
$\pi_{t,t+4}^e$	=	Inflationserwartung in t für t+4
$\overline{\pi}_t^e$	=	$\left(\pi_{t,t+4}^e + \pi_{t-1,t+3}^e\right) \cdot 0.5$
$\overline{y}_k$	=	$\frac{1}{2k+1}\left[y_t + \sum_{i=1}^{k}\left(y_{t+i} + y_{t-i}\right)\right]$
y^*	=	Potentialoutput $\overline{y} - \alpha$ wobei $\alpha \leq 0$
gap_k	=	$y - \overline{y}_k$
gap_k^*	=	$y - y^* = y - \overline{y}_k + \alpha$
$gappos_k^*$	=	positive Werte der Outputlücke gap_k^*

		Asymmetrische Phillipskurve						Lineare Phillipskurve			
	n	δ	β	α	$\gamma = n\beta$	R^2	SSR	δ	β	R^2	SSR
k = 9	4.6	0.103 (2.428)	0.071 (4.045)	-0.815 (-2.873)	0.327	0.962	6.845	0.097 (2.186)	0.176 (4.668)	0.959	7.324
k = 10	4.4	0.103 (2.432)	0.067 (4.082)	-0.867 (-2.817)	0.293	0.963	6.685	0.098 (2.194)	0.164 (4.821)	0.96	7.185
k = 11	3.6	0.103 (2.525)	0.067 (4.343)	-0.819 (-2.541)	0.241	0.963	6.641	0.099 (2.218)	0.155 (4.937)	0.961	7.119
k = 12	2.9	0.105 (2.616)	0.068 (4.271)	-0.714 (-1.902)	0.198	0.964	6.556	0.099 (2.224)	0.148 (5.036)	0.961	7.058
k = 13	3.3	0.108 (2.649)	0.062 (4.069)	-0.834 (-2.164)	0.206	0.964	6.491	0.1 (2.225)	0.143 (5.07)	0.961	7.032
k = 14	3.3	0.111 (2.811)	0.059 (3.981)	-0.844 (-2.042)	0.194	0.964	6.556	0.101 (2.22)	0.137 (4.878)	0.961	7.123
k = 15	3.2	0.114 (2.858)	0.056 (3.888)	-0.811 (-1.727)	0.178	0.963	6.685	0.102 (2.211)	0.131 (4.553)	0.96	7.255

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die geschätzten Koeffizienten verändern sich über die verschiedenen Schätzungen kaum, haben eine plausible Größenordnung und sind signifikant von null verschieden. Die Schätzung des Parameters α variiert ebenfalls nur leicht über die verschiedenen Outputlückenmaße. Bei $k = 13$, wo die Likelihood-Funktion gemäß *Tabelle 1* ihren maximalen Wert erreicht, wird α mit einem Wert von 0,83 ausgewiesen. Im Schätzzeitraum lag das Produktionspotential mit anderen Worten um durchschnittlich 0,83% über dem gleitenden Durchschnitt des realen Bruttoinlandprodukts ($\bar{y}_{13}$).

Der Koeffizient der Inflationserwartungen wird für alle k und sowohl im linearen als auch im nichtlinearen Modell auf 0,1 geschätzt. Da die Summe aus den Inflationserwartungen und der verzögerten Inflationsrate auf eins restringiert ist, beträgt der Koeffizient der verzögerten Inflationsrate 0,9. Dies deutet auf eine hohe Inflationspersistenz hin. Die Restriktion wurde mit einem Wald-Test untersucht. Die Testresultate (in *Tabelle 2* nicht ausgewiesen) zeigen, daß die Restriktion auf den üblichen Signifikanzniveaus nicht verworfen werden kann.

Die in diesem Kapitel präsentierten Ergebnisse können als Evidenz dafür angesehen werden, daß die schweizerische Phillipskurve nichtlinear ist. *Clark, Laxton* und *Rose* (1996) haben allerdings auf den Einwand hingewiesen, daß der Parameter α möglicherweise den Einfluß von Angebotsfaktoren oder anderer fehlender Variablen einfängt. Aus diesem Grund wurde das nichtlineare Modell der Reihe nach um (i) eine Konstante, (ii) die Teuerungsrate der Erdölprodukte im Konsumentenpreisindex und (iii) die trendbereinigte Veränderungsrate des exportgewichteten realen Wechselkurses erweitert. Die Frage lautet, ob die Koeffizienten δ, β, n und α in den Schätzungen durch diese Erweiterungen beeinflußt werden. Die Resultate sind in *Tabelle 3* zusammengefaßt. Die Referenz bilden die aus *Tabelle 2* bekannten Ergebnisse für das nichtlineare Basismodell (mit $k = 13$), das als Gleichung (5) ausgewiesen wird.

Gleichung (5a) ist die um eine Konstante, C, erweiterte Basisgleichung. Die Schätzergebnisse zeigen, daß die Konstante nicht signifikant von null verschieden ist. Der Standardfehler von α erhöht sich jedoch stark, so daß α nicht mehr gegen null gesichert ist. Die Koeffizienten δ und β, sowie der Grad der Konvexität n verändern sich durch die erweiterte Spezifikation nur wenig.[4]

In Gleichung (5b) wird die Phillipskurve um die verzögerte Teuerung von Erdölprodukten, π^{OEL}, erweitert. Der Erklärungsbeitrag dieser Variablen war bei einer Verzögerung von einem Quartal am größten. Die neue Variable ist signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau. Die Werte der übrigen Koeffizienten werden von der Erweiterung nicht beeinflußt. Die Signifikanz von δ und α ist höher als in der Basisgleichung.

[4] Der Faktor n wurde in den erweiterten Schätzgleichungen analog zu den in *Tabelle 2* diskutierten Schätzungen bestimmt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Phillipskurven-Schätzungen:
Erweiterte Spezifikationen der asymmetrischen Phillipskurve (k = 13)

Asymmetrische Phillipskurve, k=13, (vgl. Tabelle 2):

(5) $$\pi_t = \delta \cdot \overline{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_{13,t}^* + \gamma \cdot gappos_{13,t}^* + \varepsilon_t^{Gl.1}$$

Gleichung (5) mit Berücksichtigung einer Konstanten:

(5a) $$\pi_t = C + \delta \cdot \overline{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_{13,t}^* + \gamma \cdot gappos_{13,t}^* + \varepsilon_t^{Gl.2}$$

Gleichung (5) mit Berücksichtigung der Ölpreisentwicklung:

(5b) $$\pi_t = \delta \cdot \overline{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_{13,t}^* + \gamma \cdot gappos_{13,t}^* + \eta \cdot \pi_{t-1}^{OEL} + \varepsilon_t^{Gl.3}$$

Gleichung (5) mit Berücksichtigung des Wechselkurses:

(5c) $$\pi_t = \delta \cdot \overline{\pi}_t^e + (1-\delta) \cdot \pi_{t-1} + \beta \cdot gap_{13,t}^* + \gamma \cdot gappos_{13,t}^* + \omega \cdot \Delta REER_{t-6} + \varepsilon_t^{Gl.4}$$

wobei:

C	=	Konstante
π^{OEL}	=	Prozentuale Veränderung der Preise von Erdölprodukten im KPI gegenüber dem Vorjahresquartal
$\Delta REER$	=	Prozentuale Veränderung des trendbereinigten realen exportgewichteten Wechselkurses gegenüber dem Vorjahresquartal

Asymmetrische Phillipskurve basierend auf Outputlücke mit k = 13

	n	δ	β	α	$\gamma = n\beta$	C	η	ω	R^2	SSR
(5)	3.3	0.108	0.062	-0.834	0.206	–	–	–	0.964	6.491
		(2.649)	(4.069)	(-2.164)						
(5a)	2.9	0.108	0.068	-0.856	0.197	0.015	–	–	0.964	6.487
		(2.648)	(2.753)	(-0.881)		(0.118)				
(5b)	3.1	0.097	0.059	-0.856	0.183	–	0.003	–	0.966	6.201
		(2.851)	(4.754)	(-2.808)			(1.821)			
	3	0.097	0.06	-0.856	0.18	0.003	0.003	–	0.966	6.201
		(2.851)	(3.399)	(-1.112)		(0.031)	(1.804)			
(5c)	3.1	0.107	0.058	-0.856	0.18	–	–	-0.016	0.966	5.695
		(2.439)	(3.477)	(-1.942)				(-1.253)		
	3.8	0.107	0.051	-0.856	0.194	-0.017	–	-0.016	0.966	5.69
		(2.469)	(2.201)	(-0.864)		(-0.152)		(-1.271)		

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Gleichung (5c) überprüft den Einfluß der Veränderung des trendbereinigten exportgewichteten realen Wechselkurses. Der reale Wechselkurs kann als Ersatzgröße für die *terms of trade* betrachtet werden. Der Erklärungsbeitrag dieser Variablen war bei einer Verzögerung von sechs Quartalen am größten. Dennoch ist der Koeffizient dieser Variablen nicht gegen null gesichert. Die übrigen Koeffizienten werden durch die erweiterte Spezifikation nicht tangiert. Ähnlich wie in Gleichung (5a) erhöht sich der Standardfehler von α beträchtlich, wenn die Gleichungen (5b) und (5c) mit Konstante geschätzt werden.

E. Ein kleines Simulationsmodell für die Schweiz

In diesem Kapitel wird die geschätzte Phillipskurve in ein kleines makroökonometrisches Modell der schweizerischen Volkswirtschaft eingefügt. Dieses Modell wird anschließend unter der Annahme von rationalen, d. h. modellkonsistenten Erwartungen simuliert. Dabei soll insbesondere gezeigt werden, wie sich die Unterscheidung zwischen linearer und nichtlinearer Phillipskurve auf die Simulationsergebnisse auswirkt.

Das Modell umfaßt neben der Phillipskurvengleichung analog zu *Clark, Laxton* und *Rose* (1995) eine Gleichung zur Bestimmung der aggregierten Nachfrage und eine Gleichung, die die Reaktion der Notenbank abbildet. *Tabelle 4* faßt die Modellgleichungen und die Definitionen der Variablen zusammen.

Die lineare Phillipskurve (Gleichung 6) und die nichtlineare Phillipskurve (Gleichung 7) haben die Koeffizienten, die in *Tabelle 2* für den Fall von $k = 13$ ausgewiesen werden. Die in die Modellgleichungen eingehenden Inflationserwartungen werden nun jedoch als modellkonsistente Erwartungen definiert, d. h. $\pi^e_{t,t+4} = \big((P_{t+4}/P_t) - 1\big) \cdot 100$. Die Inflationserwartungen der Vorperiode, die zusammen mit den aktuellen Inflationserwartungen in die Schätzgleichung eingingen, werden in der entsprechenden Gleichung im Simulationsmodell nicht mehr berücksichtigt.

Die Beschreibung der Outputlücke erfolgt durch Gleichung (8). Demnach wird die Outputlücke durch die um eine und um zwei Perioden verzögerten Outputlükken sowie durch den um zwei Perioden verzögerten realen Zinssatz bestimmt. Der reale Zinssatz ist als Differenz aus dem kurzfristigen Eurofrankensatz (3 Monate) und der über die nächsten vier Quartale erwarteten Inflation definiert. Die Koeffizienten von Gleichung (8) wurden mit Quartalsdaten über den Zeitraum 1978:1 - 1994:2 geschätzt. Die Summe der geschätzten Koeffizienten auf den verzögerten Outputlücken liegt knapp unter eins und deutet damit auf eine hohe Persistenz im Verlauf der Outputlücke hin. Der negative Zinskoeffizient ist auf dem 1%-Niveau signifikant und impliziert, daß ein Anstieg des realen Zinssatzes zu einem Rückgang des Nachfrageüberschusses führt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Ein kleines Simulationsmodell für die Schweiz

Lineare Phillipskurve:

(6) $$\pi_t = 0.1 \cdot \pi^e_{t,t+4} + (1 - 0.1) \cdot \pi_{t-1} + 0.143 \cdot gap_t$$

Asymmetrische Phillipskurve:

(7) $$\pi_t = 0.108 \cdot \pi^e_{t,t+4} + (1 - 0.108) \cdot \pi_{t-1} + 0.062 \cdot gap_t + 0.206 \cdot gappos_t$$

Aggregierte Nachfrage:

(8) $$gap_t = 1.07 \cdot gap_{t-1} - 0.097 \cdot gap_{t-2} - 0.156 \cdot rr_{t-2} + \varepsilon_t^{gap}$$

Geldpolitische Reaktionsfunktion:

(9) $$rs_t = \pi^e_{t,t+4} + 1.5 \cdot (\pi_t - \pi^*) + gap_t$$

Definitionen für Inflation, Inflationserwartungen und realen kurzfristigen Zinssatz:

$$\pi_t = ((P_t / P_{t-4}) - 1) \cdot 100$$
$$\pi^e_{t,t+4} = ((P_{t+4} / P_t) - 1) \cdot 100$$
$$rr_t = rs_t - \pi^e_{t,t+4}$$

π^*	=	Zielinflationsrate, wird in den Simulationen gleich 1,5% gesetzt
P	=	Preisniveau
gap	=	Outputlücke
rs	=	Eurofrankensatz, 3 Monate

Gleichung (9) beschreibt die unterstellte Reaktionsfunktion der Notenbank. Als geldpolitisches Instrument wird der kurzfristige Zinssatz unterstellt. Dieser verändert sich proportional zu den Inflationserwartungen und reagiert außerdem auf die Abweichung der Inflation von der Zielinflation und auf die Outputlücke. Dabei wird die Inflationszielabweichung mit dem Faktor 1,5 und die Outputlücke mit 1,0 gewichtet. Als Zielinflation wird eine jährliche Rate von 1,5% angenommen.

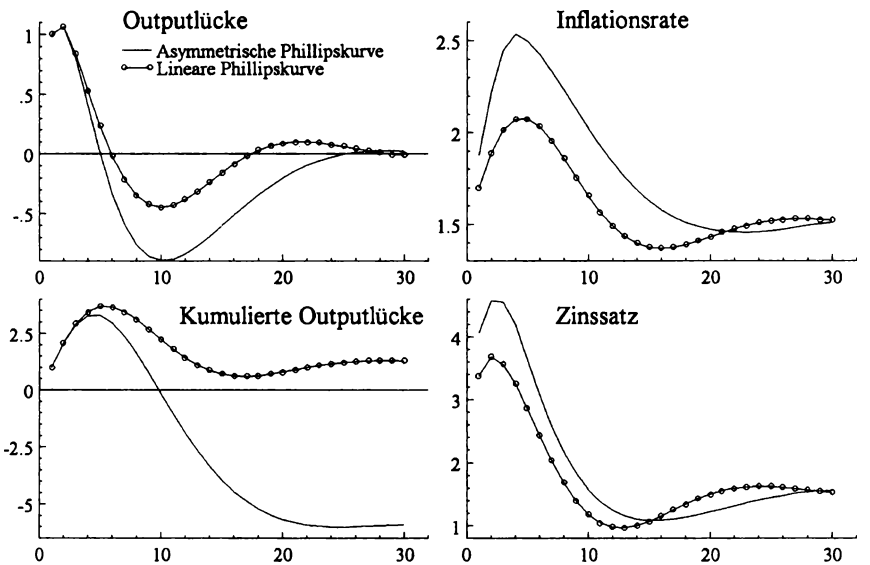
Das Simulationsmodell enthält Variablen für $t + 4$ und unterstellt modellkonsistente Inflationserwartungen. Die Ausführung der Simulationen erfolgt mit dem Stacked-Time-Algorithmus im TROLL. Als Ausgangspunkt wird eine Gleichgewichtssituation angenommen, in der die Inflationsrate, die Inflationserwartungen und die Zielinflation 1,5% betragen und die Outputlücke gleich null ist. Die Simulationen zeigen die Wirkungen eines positiven Schocks der aggregierten Nachfrage von 1%, d. h. $\varepsilon_1^{gap} = 1$ und $\varepsilon_t^{gap} = 0 \, \forall \, t > 1$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Transmissionsprozesse dieses einmaligen Schocks sind in *Grafik 1* für die lineare und für die asymmetrische Phillipskurve dargestellt. In beiden Fällen führt der Schock in der ersten Periode zu einem Anstieg der Outputlücke auf 1%. Die Reaktion der Inflationsrate ist im Falle einer asymmetrischen Phillipskurve ausgeprägter als im Falle der linearen Phillipskurve. Entsprechend fällt auch der Anstieg des kurzfristigen Zinssatzes deutlicher aus.

Grafik 1

Asymmetrische vs. lineare Phillipskurve
Transmissionsprozeß nach einem positiven Nachfrageschock von 1%



Die interessantesten Unterschiede ergeben sich jedoch in der Entwicklung der Outputlücke. Während die kumulierte Outputlücke bei der linearen Phillipskurve positiv ist, resultiert im Falle der asymmetrischen Phillipskurve ein deutlicher permanenter Outputverlust. Dieses Resultat ist mit der Auffassung konsistent, daß die funktionale Form der Phillipskurve einen bestimmenden Einfluß darauf hat, wie sich Schocks auf das Durchschnittsniveau des Outputs auswirken.

Die nichtlineare Phillipskurve eröffnet die Möglichkeit, daß die Geldpolitik eine Wirkung auf das Durchschnittsniveau des Outputs haben kann. Aus diesem Grund soll in einem weiteren Schritt illustriert werden, wie sich Variationen in der geldpolitischen Reaktionsfunktion und in der Glaubwürdigkeit der Geldpolitik auf die Ergebnisse auswirken.

Zuerst soll die Reaktionsfunktion betrachtet werden. Die in *Grafik 1* abgebildeten Simulationsresultate basieren auf der Annahme, daß die Notenbank auf die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Output- und Inflationslücken der gleichen Periode reagiert (gleichzeitige Reaktionsfunktion). Die Frage lautet nun, wie sich die Ergebnisse für die asymmetrische Phillipskurve verändern, wenn die Notenbank auf die erwartete Inflationslücke reagiert (vorwärtsschauende Reaktionsfunktion). Dabei wird wiederum angenommen, daß die Inflationserwartungen modellkonsistent sind.

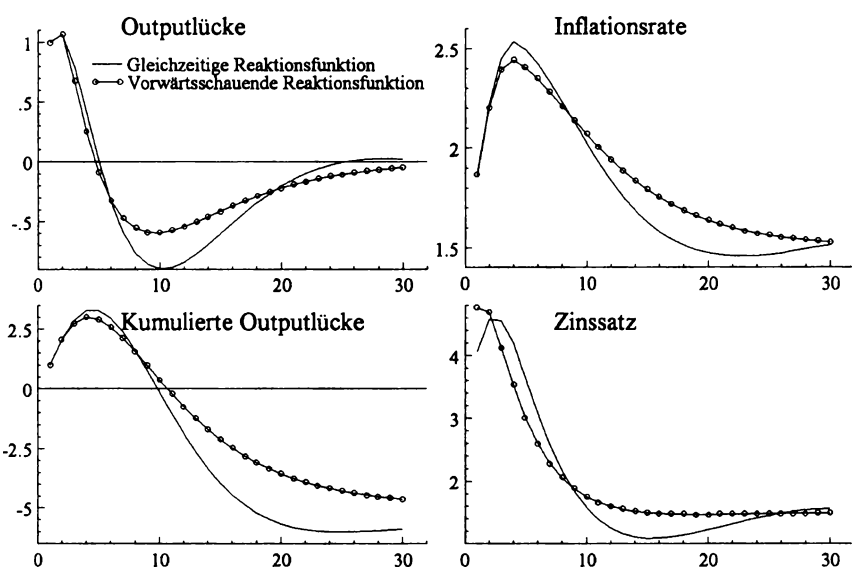
Die vorwärtsschauende Reaktionsfunktion der Geldpolitik kann als

$$rs_t = \pi^e_{t,t+4} + 1.5 \cdot (\pi_{t+4} - \pi^*) + gap_t \tag{10}$$

geschrieben werden. Der kurzfristige Realzinssatz wird also durch die Abweichung der über die nächsten vier Quartale erwarteten Inflation vom Inflationsziel und die aktuelle Outputlücke bestimmt. In *Grafik 2* werden die mit der Reaktionsfunktion (10) simulierten dynamischen Anpassungsprozesse jenen gegenübergestellt, die wir mit einer simultanen Reaktionsfunktion erhielten. Die Ergebnisse zeigen, daß eine vorwärtsschauende Geldpolitik zu einem rascheren Anstieg der kurzfristigen Zinssätze führt. Die Inflation steigt weniger stark an und die Rezession, die durch die restriktive Geldpolitik ausgelöst wird, ist kleiner. Die permanenten Outputverluste sind unter einer vorwärtsschauenden Reaktionsfunktion deutlich geringer als unter einer Reaktionsfunktion, die bloß auf den aktuellen Beobachtungen der Output- und der Inflationslücke abstellt.

Grafik 2

Vorwärtsschauende vs. gleichzeitige geldpolitische Reaktionsfunktion bei einer asymmetrischen Phillipskurve: Transmissionsprozeß nach einem positiven Nachfrageschock von 1 %



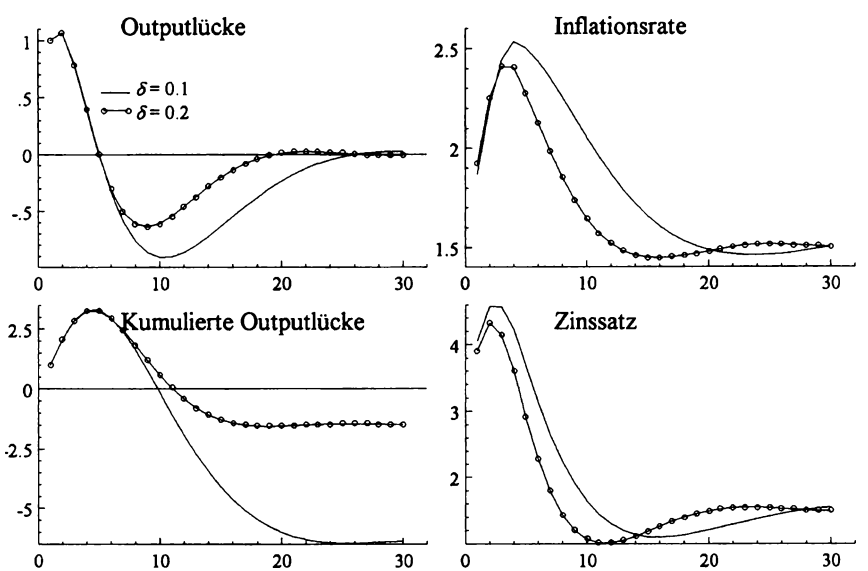
DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Glaubwürdigkeit der Notenbank ist der zweite Einflußfaktor, der hier betrachtet werden soll. Sie wird im hier verwendeten Simulationsmodell zwar nicht explizit modelliert. Eine Möglichkeit, Glaubwürdigkeits-Effekte indirekt zu untersuchen, besteht aber darin, den Koeffizienten δ in der Inflationsgleichung (Phillipskurve) zu variieren. Dieser Koeffizient bestimmt die Persistenz der Inflationsentwicklung. Unter einer unglaubwürdigen Geldpolitik würden wir erwarten, daß die Inflation relativ stark durch die Inflation der Vergangenheit bestimmt wird. Umgekehrt wäre bei einer glaubwürdigen Geldpolitik davon auszugehen, daß eine geldpolitische Maßnahme sich rasch über die Inflationserwartungen auf die Inflation auswirkt. Der Koeffizient δ wäre also im ersten Fall niedrig und im zweiten Fall hoch.

Das Modell soll für zwei verschiedene Werte von δ simuliert werden. Im Basisszenario wird $\delta = 0.1$ unterstellt, so daß die Ergebnisse dieselben sind wie in *Grafik 1*. Im Alternativszenario wird $\delta = 0.2$ angenommen, d. h. von einer höheren Glaubwürdigkeit ausgegangen. Die in *Grafik 3* zusammengefaßten Resultate zeigen, daß die höhere Glaubwürdigkeit die permanenten Outputverluste massiv zu verringern vermag. Zudem wird die Inflation schneller abgebaut.

Grafik 3

Variation des Glaubwürdigkeitsgrades der Geldpolitik bei einer asymmetrischen Phillipskurve: Transmissionsprozeß nach einem positiven Nachfrageschock von 1 %



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

F. Schlußbemerkungen

Das Thema dieses Aufsatzes ist die Frage, ob die Phillipskurve in der Schweiz linear oder konvex ist. Die präsentierte Evidenz stützt die Idee einer konvexen Phillipskurve. Von den Schätzungen, die für andere Länder durchgeführt wurden, sind jene von *Clark, Laxton* und *Rose* (1995, 1996) für die Vereinigten Staaten nach Methode und Spezifikation am besten mit den hier präsentierten zu vergleichen. Im Vergleich zu den Vereinigten Staaten ist die Phillipskurve in der Schweiz demnach flacher, während in bezug auf den Grad der Konvexität keine wesentlichen Unterschiede feststellbar sind.

Die Simulationen zeigen, daß ein positiver Nachfrageschock gemessen an der kumulierten Outputlücke bei einer asymmetrischen Phillipskurve zu deutlichen permanenten Outputverlusten führen kann. Diese sind im schweizerischen Modell höher als im amerikanischen Modell. Der Unterschied kann teilweise dadurch erklärt werden, daß der Koeffizient der Inflationserwartungen in der schweizerischen Phillipskurve deutlich kleiner ist als in der von *Clark, Laxton* und *Rose* geschätzten amerikanischen Phillipskurve. Bei einer linearen Phillipskurve bleibt nach einem positiven Nachfrageschock in beiden Ländern ein kleiner permanenter Outputgewinn zurück.

Positive and negative Schocks haben nur bei einer linearen Phillipskurve symmetrische Wirkungen. Bei einer asymmetrischen Phillipskurve führen sie dazu, daß der durchschnittliche Output unter den Potentialoutput fällt. Da eine glaubwürdige und vorwärtsschauende Geldpolitik gemäß den Simulationsergebnissen die Outputschwankungen reduziert, sind die Vorteile einer solchen Politik unter einer asymmetrischen Phillipskurve besonders groß.

Die präsentierten Simulationen dienen vor allem dazu, den Zusammenhang zwischen den Outputkosten der Inflationsbekämpfung und der Form der Phillipskurve zu illustrieren. Natürlich hängen die Inflationsbekämpfungskosten von einer großen Zahl weiterer Faktoren ab, die hier nicht berücksichtigt wurden. Die Resultate sind deshalb nicht als präzise quantitative Schätzung dieser Outputkosten zu verstehen.

Literatur

Carlson, J. A. / *Parkin,* M. (1975): Inflation Expectation. Economica 42: 123 - 138.

Clark, P. / *Laxton,* D. / *Rose,* D. (1995): Capacity Constraints, Inflation and the Transmission Mechanism: Forward Looking versus Myopic Policy Rules. IMF Working Paper 95/75.

– (1996): Asymmetry in the US Output-Inflation Nexus: Issues and Evidence. IMF Staff Papers 43(1): 216 - 251.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Debelle, G. / *Vickery,* J. (1997): Is the Phillips Curve a Curve? Some Evidence and Implications for Australia. Research Discussion Paper 9706. Federal Reserve Bank of Australia.

DeLong, J. / *Summers,* L. (1988): How Does Macroeconomic Policy Affect Output? Brookings Paper on Economic Activity 2: 433 - 480.

Fluri, R. / *Spörndli,* E. (1989): Rationalität von Inflationserwartungen. Geld, Währung und Konjunktur 2: 164 - 175.

Fuhrer, J. C. / *Moore,* G. M. (1995): Inflation Persistence. Quarterly Journal of Economics 110: 127 - 159.

Kuttner, N. K. (1992): Monetary Policy With Uncertain Estimates of Potential Output. Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives 16(1): 2 - 15.

Laxton, D. / *Meredith,* G. / *Rose,* D. (1994): Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation: Evidence and Policy Implications. IMF Working Paper 94 / 139.

Laxton, D. / *Rose,* D. / *Tetlow,* R. (1993): Is the Canadian Phillips Curve Non-linear? Research Department, Bank of Canada. Mimeo.

Mankiw N. G. (1988): Comment. Brookings Paper on Economic Activity 2: 481 - 485.

Phillips, A. (1958): The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957. Economica 25: 283 - 299.

Turner, D. (1995): Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies. OECD Economic Studies No. 24: 57 - 87.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

What is behind Equity Price Movements in Germany?

An Application of the Dividend Discounting Model and its Monetary Policy Implications

By *Dietrich Domanski* and *Manfred Kremer,* Frankfurt / Main

A. German equity prices: A *quantité négligable?*

Against the background of pronounced fluctuations of equity and property prices since the mid-eighties and their pivotal role for macroeconomic stability, the relationship between asset prices and monetary policy has gained increasing attention.[1] While for other, especially Anglo-Saxon countries, equity price movements play an important part in studies on the role of asset prices in monetary policy, similar research for Germany usually focuses on interest rate movements or on the behaviour of other financial variables linked to credit relationships. This takes due account of the fact that lending, either through banks or the bond market, is by far the most important source of financing in the German economy; in 1997, credit amounted for 63 % of the liabilities of the non-financial companies' sector, compared to 23 % in the form of equities. Correspondingly, assets held with banks and bonds form the major part of financial assets of the non-financial sector (about 63 % in 1997). The German equity market, in contrast, is relatively small by international standards, and therefore traditionally regarded as less important.

However, there are several arguments in favour of a closer look on equity prices in Germany from a central bank's point of view: First, equity prices – as prices in other financial markets – could contain information useful for monetary policy independently from the importance of equities as financing or investment instruments. Second, flows of funds ratios may underestimate the actual importance of equity price movements for an economy, given that investment decisions are made in a portfolio context and thus price movements in one asset spill over to other markets. For these reasons, a better understanding of the price formation process in equity markets is desirable. The intention of this paper is to shed some light on the role of equity prices for monetary policy in Germany.

In the first part of the paper, we discuss the general role of asset prices in monetary policy and the implication for the methodological approach chosen. In the sec-

[1] See, e. g., *Borio / Kennedy / Prowse* (1994) and *Smets* (1997).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ond part we lay out the theoretical framework for our empirical analysis, the so-called rational valuation approach or dividend discounting model. Variations of the equilibrium returns model lead to different fundamental factors which determine the equilibrium stock price. The testing methodologies applied comprise, firstly, univariate regression techniques using short and long-horizon measures for future stock returns, dividend growth, inflation and output growth as dependent variables and the dividend yield as regressor. From this results we can judge the "predictive content" of the dividend yield.[2] Secondly, the VAR or Campbell-Shiller approach is employed. The third chapter is devoted to the presentation of the empirical results. We close our paper arriving at some implications for monetary policy.

B. Monetary policy and asset prices: basic considerations and implications for analysis

Asset prices can play a twofold role in monetary policy. First, they may be seen as important elements in the chain through which monetary policy stimuli are transmitted to the real economy. From this perspective, asset price movements cause changes in aggregate demand or the price level through substitution, income and wealth effects. If these structural relationships were stable and could be estimated reliably, asset prices could be used as impact indicators of, or even target variables for, monetary policy. Second, they may be seen as predictors of the future course of the economy, independently of their active role in the transmission process. This view does not depend on the causal influence of asset prices on the macroeconomic variables to be predicted. Instead, it takes due account of the fact that the price of rationally valued assets should reflect the expected path of the asset's income components and the equilibrium returns used for discounting this future stream of income. If these price components would contain sufficiently predictable elements and were systematically related to fundamental factors like output and inflation, and if, furthermore, market participants would use this information correctly in forming expectations, asset prices should reveal some predictive power for certain financial and macroeconomic factors.

The traditional view of monetary policy on asset prices is related to the first aspect – their role in the transmission process. However, although *"it is generally acknowledged that monetary policy affects real economic activity in the short run and inflation and the price level in the long run, [but] much less of a consensus exists on exactly how monetary policy affects output and prices."*[3] In economic

[2] The literature usually does not distinguish between the terms "information content" and "predictive content". But this could be misleading since a lacking predictive power of a financial indicator does not necessarily imply that it does not contain information about market participants' expectations.

[3] *Thornton* (1994), p. 31.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

theory, the still rather rudimentary knowledge of the transmission mechanism is often reflected either in relatively simple – one might say "mechanistic" – assumptions about its structure (e.g. by explaining the impact of monetary policy via Keynesian liquidity effects) or in accepting a "black box" character of the transmission process. Those views imply fundamentally different empirical approaches towards its analysis: on the one hand, modelling structural relationships by large-scale econometric models including a broad range of variables and, on the other hand, smaller dynamic reduced form models. The latter concentrate just on one or a few variables representing key elements of the transmission process, but do not attempt to disentangle the black-box processes taking place between them.[4]

The question arises how the role of *one* specific financial asset – in our case, equities – in the transmission process can be assessed. This problem could be handled relatively easily if asset prices were just one link in a (sequential) chain of the monetary policy transmission process. In this case, even very small dynamic models would be suited to recover economic causalities if the economic structures remained sufficiently stable over time. However, economic agents in financial markets, and thus asset prices, not only respond to monetary policy stimuli, but also anticipate developments, e.g. the stance of monetary policy or the path of inflation or output. To summarize, an empirical correlation between asset prices and the future development of other variables may exist because changes in asset prices (a) truly cause movements of other variables, (b) reflect the causal influence of a common third factor, or (c) indicate that market participants are able to anticipate the development of those variables independently of causal relationships.[5] This clearly illustrates that correlation does not not necessarily imply structural causality.

This has far-reaching consequences for the analysis of the transmission process of monetary policy. From a theoretical point of view, owing to the pivotal role of expectations in asset price formation, the impact of monetary policy measures and the feedback rules monetary policy follows cannot be seen as independent of each other. For instance, if monetary policy reacts to changes in money supply by varying short term interest rates in order to minimise fluctuations in the price level, the process of asset price formation will be different from a monetary regime which tries to stabilise the level of long-term interest rates. Hence, the reaction function of the central bank and the use of financial variables as monetary policy indicators or (intermediate) targets influences their role in the transmission process as well as their predictive content.[6] For an empirical analysis of asset prices in the transmis-

---

4 See *Mishkin* (1995), pp. 656 - 657.

5 If we assume a causal relationship between asset prices and, e.g., final demand, it should also be incorporated in the expectation formation process and hence the asset prices. This is important to recognize, because it implies that, in an arbitrage equilibrium, expectations and the effects caused by expectation-driven price movements must be consistent.

6 See *Woodford* (1994), p. 101.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sion process, this generally implies that without an estimate of a structural model of the economy, including the reaction function of the central bank, it is not possible to identify true economic causalities in a reliable way.

Against the background of these difficulties, the approach of this paper is a rather simple one: We look at the process of price formation in the German stock market on the basis of a rational valuation model for financial assets. Although this methodology cannot explicitly explain the structural relations between the stock market and the rest of the economy, it highlights two aspects, in particular, of asset price movements: First, by assessing the predictive content of asset prices, it should be possible to gain a clearer insight into the expectation formation process and its potential impact on the transmission process. Second, by imposing suitable restrictions, it is possible to apply tests on market efficiency. This is of interest for monetary policy, because asset price movements basically should not be a matter of concern for policymakers as long as they reflect economic fundamentals.

C. Pricing stocks using the rational valuation approach

The value of financial assets generally depends on the future stream of payments the holder is entitled to receive. Hence, it is economically reasonable to calculate an asset's fundamental value as the discounted present value of the expected future stream of income. Applied to the stock market, this general valuation approach is the dividend discounting model. In standard discrete form it can be written as

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{D^e_{t+i}}{(1 + h^e_{t+i})^i} , \tag{3.1}$$

with P_t = stock price at the end of period t, D^e_{t+i}= dividend expected to be payed out before the end of holding period $t + i$, and h^e_{t+i}= expected discount rate for period t+i. The discount rate can be interpreted as the required rate of return which attracts investors to hold the asset in their portfolios. In an informationally efficient market, an asset's actual market price should then equal its fundamental value as calculated by all or the marginal investor depending on whether expectations are assumed to be homogeneous or not.

Testing the informational efficiency of asset prices thus requires a specific model that describes the behaviour of equilibrium returns and a hypothesis as to how market agents form expectations. For empirical analysis, it turns out useful to transform equation (3.1) starting with the approximation formula for the continuously compounded one-period return h_{t+1} on stocks as suggested by *Campbell* and *Shiller*:[7]

[7] See *Campbell/Lo/MacKinley* (1997), pp. 260 - 262 and Appendix 2.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$h_{t+1} = k + \rho\, p_{t+1} + (1-\rho) d_{t+1} - p_t \ , \tag{3.2}$$

with h_{t+1} = approximate continuously compounded (or logarithmic) one-period return on stocks over the holding period $t+1$; p_t = log of stock price measured at the end of period t; d_{t+1} = log of dividend paid out before the end of period $t+1$; $\rho \equiv 1/\left(1+\exp\left(\overline{d-p}\right)\right)$ and $\overline{d-p}$ = average log dividend yield; $k \equiv -\log(\rho) - (1-\rho)\log(1/\rho - 1)$.

Equation (3.2) provides a loglinear relation between stock prices, returns and dividends which is more convenient for calculation purposes if equilibrium returns are allowed to be time-varying. It is a first-order linear difference equation in the stock price. Solving forward and imposing the terminal condition $\lim_{j\to\infty} \rho^j p_{t+j} = 0$, we obtain:[8]

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[(1-\rho) d_{t+1+j} - h_{t+1+j}\right] \ . \tag{3.3}$$

Equation (3.3) is a mere identity, which says that today's stock price is high if future dividends are high and/or future returns are low. By applying the conditional expectations operator $E_t x_{t+1} = E[x_{t+1}|\Omega_t]$ (with Ω_t the market-wide information set available at the end of period t) and the law of iterated expectations, equation (3.3) can be changed to an ex ante relationship: [9]

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left[(1-\rho) E_t d_{t+1+j} - E_t h_{t+1+j}\right] \ . \tag{3.4}$$

Further assuming homogeneous expectations on the part of all market participants and instantaneous market clearing, the log stock price always equals its single fundamental value, which in turn is the specifically weighted, infinite sum of expected log dividends discounted by principally time-varying expected equilibrium returns. Thus, equation (3.4) also represents the dividend discounting model. Combined with rational expectations, it is a valid representation of the "rational valuation formula" (RVF) for stocks, too.[10]

The loglinear approximation framework has two important advantages: first, it allows a linear and thus rather simple, analysis of the stock price behavior. Second, it conforms with the empirically plausible assumption that dividends and stock returns follow loglinear stochastic processes. For the empirical analysis it turns out

[8] This terminal condition rules out rational bubbles that would cause the log stock price to grow exponentially forever at rate $1/\rho$ or faster (*Campbell/Lo/MacKinley* (1997), pp. 262 f.).

[9] In technical terms, the law of iterated expectations can be expressed as $E_t[E_{t+i-1} h_{t+i}] = E_t h_{t+i}$ which may be interpreted as a consistency condition under rational expectations.

[10] See *Cuthbertson* (1996), who applies the RVF to various financial instruments (stocks, bonds, foreign exchange).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

to be advantageous to rearrange equation (3.4) such that the log dividend yield (or log dividend price-ratio) is singled out as the left-hand-side variable:

$$d_t - p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-E_t \Delta d_{t+1+j} + E_t h_{t+1+j}) \ . \tag{3.5}$$

The empirical evidence generally suggests that the logs of dividends and stock prices follow non-stationary I(1) processes (for visual evidence see fig. 1). Dividend changes (the first differences Δd_t) then are I(0) or stationary, as the one-period stock returns are. Thus, the right-hand side of equation (3.5) – a weighted sum of (expected) dividend changes and stock returns – should also be stationary. Dividends and stock prices must then cointegrate so that the (log) dividend yield can form a stationary process, too. If these stationarity assumptions were true, equation (3.5) would only consist of stationary variables and could be used for regression analysis without the need for any further data transformations or non-standard distribution theory. The VAR approach for testing market efficiency as applied in the next chapter makes use of this theoretical cointegration structure.

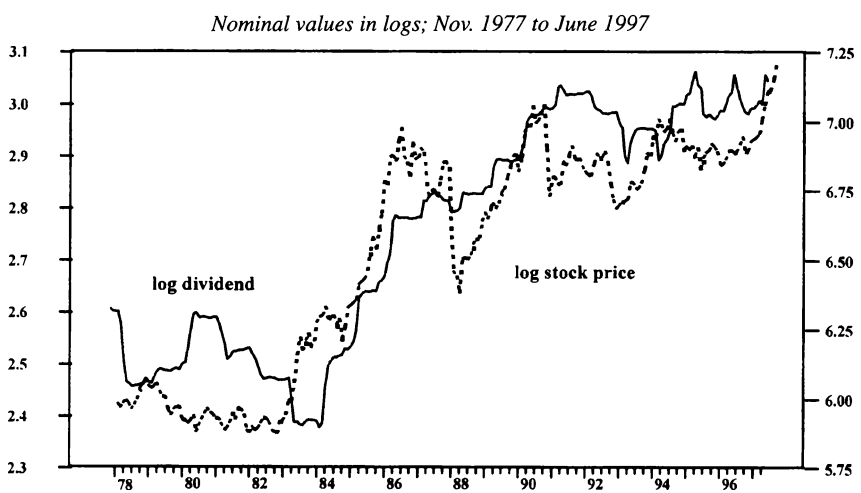


Fig. 1: Dividends (left scale) and stock prices (right scale)

D. Econometric evidence on the predictive content and efficiency of German stock market prices

The study of long-term asset prices is very closely related to the study of long-horizon asset returns.[11] As equation (3.4) or, analogously, (3.5) shows, an infinite

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

number of future dividends enter into the calculation of the fundamental share value. Thus, the dividend of a single period can only be a small fraction of the stock price. Persistent changes in dividends therefore have a much larger influence on the stock price than temporary dividend movements do. A similar insight applies to changes in the discount rate used to value any financial asset.

This general conclusion provides the basis for the econometric analysis in this chapter. If the discount rates follow a stable stochastic process and are sufficiently persistent, and if agents' expectations are not systematically biased, then the actual stock prices should on average give useful information about the future course of stock returns or other variables correlated with the return process. It is intuitively plausible from the RVFs that in this case the forecast performance of current asset prices should generally be better for longer-term return measures (average returns) since these better reflect the fundamental factors' trend behavior than highly variable short-term returns. Similarily, if the dividend yield would actually follow a stationary stochastic process, such that it never stays too long at an extreme level of its historical range, *"something must be forecastable on the basis of this ratio, either the numerator or the denominator."*[12]

In the following section, long-horizon regressions are employed to determine the predictive content of the dividend yield regarding the future course of certain financial and macroeconomic variables. Future ex post rates of return, dividend growth, inflation, and output growth measured over varying horizons are therefore regressed on the current dividend yield. The forecast performance of each regression then helps to evaluate whether dividend yields better reflect *correctly anticipated* developments over longer or shorter horizons. This regression framework does not presuppose any specific model of the equilibrium return or dividend growth process. Instead, it gives an idea of whether these variables vary systematically and persistently over time. In addition, the predictive content of financial market indicators for future developments of macroeconomic variables like inflation or output can generally provide some stylized facts about which fundamental factors are likely to determine equilibrium asset returns.[13]

With respect to market efficiency, the long-horizon regressions for stock returns can easily be used to test the null hypothesis of constant equilibrium returns. Under this "traditional" null hypothesis, future returns in excess of a constant should be unpredictable regardless of the return horizon and regardless of the regressors used. However, in line with modern economic theory and the overall empirical evidence, it is now commonly assumed that equilibrium returns vary over time. In this case, only returns in excess of the time-varying equilibrium component should be unpredictable. Instead of constructing an ex post measure of equilibrium excess returns and applying the long-horizon regression methodology, we switch to the

---

11 See *Campbell/Lo/MacKinley* (1997), p. 253.

12 *Campbell/Shiller* (1998), p. 11.

13 See *Cuthbertson* (1996), p. 129.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Campbell-Shiller or VAR approach to test efficiency of the German stock market. This approach is based on the assumption that the dynamics of dividend yields, dividend growth and equilibrium expected stock returns can be well captured by a multivariate time-series representation of the data. The VAR is used to generate, at each point in time of the sample, a series of unconditional forecasts of dividend growth and equilibrium returns which are interpreted as the rational expectations of market agents. When these expectations are substituted into our RVF (3.5), we obtain an estimate of the fundamental or theoretical dividend yield. This fundamental value has to be compared with the actual dividend yield series in certain ways to test for market efficiency.

Finally, a few comments shall be made on the data used for the empirical analysis.[14] The RVF will be applied not to individual instruments but to a broad portfolio of German stocks. While it is rather unquestionable to refer to "average" bond yields calculated from a basket of homogeneous bonds (with comparable terms to maturity), it is less clear to use aggregate stock market data instead of data on single shares, since companies are likely to pursue very different dividend policies. But as *Marsh* and *Merton* have shown, *"it is (...) possible for aggregate dividends to exhibit stable and consistent time-series properties even if no such stability were found for individual firms."* Since the opposite is much less likely for theoretical and empirical reasons, it is advisable to use aggregate data if the empirical testing methodology strongly depends on capturing any systematic and stable elements of dividend (policies) behaviour.[15]

I. The predictive content of the dividend yield

1. Dividend yields, stock returns and dividend growth

We will begin with regressions that should reveal the information in the dividend yield for future stock return measures and dividend growth. Equation (3.5) shows that the current dividend yield should predict future returns if the discount rates used by forward-looking investors actually depend on expected holding period returns for subsequent periods, and if these expectations do not deviate systematically, and too much, from realised returns. But since stock prices also depend on expected dividends, it is clear that the dividend yield can only provide noisy measures of variation in expected returns. But as *Keim* and *Stambough* put it, *"(...) whether this low signal-to-noise ratio destroys any ability of prices to predict returns is an empirical question"*.[16] The importance of this omitted variables problem is somewhat reduced in the present linearized framework. The omission of

[14] For a more detailed description of the data set see Appendix 1.

[15] See *Marsh/Merton* (1987), pp. 4 f.

[16] *Keim/Stambaugh* (1986), pp. 360 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dividend growth only biases the estimates of standard errors, but not the estimated coefficient value. The regressions for dividend growth are subject to the same problem because, in that case, expected stock returns introduce noise. To circumvent this problem, we also use the difference between returns and dividend growth as a single dependent variable.

Table 1

Long-horizon regressions of stock return measures on the log dividend yield

Regression equation: $\frac{1}{K}(x_{t+1}+\ldots+x_{t+K})=\alpha(K)+\beta(K)(d_t-p_t)+\varepsilon_{t+K,K}$

Estimation period with monthly data: Dec. 1977 to June 1997

	Forecast horizon (K)					
	1	3	12	24	36	48
a) actual return			$x_t = h_t$			
$R^2(K)$	0.001	0.013	0.052	0.102	0.120	0.352
$\beta(K)$	8.461	13.317	18.566	17.6113	16.240	17.389
	(0.559)	(0.982)	(1.498)	(1.629)	(2.243)	(2.715)
b) dividend growth			$x_t = \Delta d_t$			
$R^2(K)$	0.046	0.108	0.229	0.166	0.143	0.107
$\beta(K)$	-18.770	-20.616	-15.058	-9.863	-7.217	-5.168
	(-3.360)	(-3.327)	(-3.592)	(-2.761)	(-2.263)	(-1.659)
c) combined actual return			$x_t = h_t - \Delta d_t$			
$R^2(K)$	0.013	0.048	0.187	0.318	0.462	0.629
$\beta(K)$	27.231	33.933	33.624	27.474	23.457	22.557
	(1.722)	(2.321)	(2.551)	(2.641)	(3.677)	(4.816)
d) safe rate			$x_t = r_{t-1}$			
$R^2(K)$	0.214	0.217	0.238	0.278	0.253	0.149
$\beta(K)$	4.852	4.864	4.831	4.600	3.782	2.485
	(7.958)	(4.551)	(2.659)	(2.476)	(2.251)	(1.738)
e) combined safe rate			$x_t = r_{t-1} - \Delta d_t$			
$R^2(K)$	0.057	0.163	0.332	0.264	0.210	0.137
$\beta(K)$	23.657	25.485	20.027	14.791	11.147	7.734
	(4.345)	(4.257)	(4.814)	(3.487)	(2.536)	(1.725)
f) excess return			$x_t = h_t - r_{t-1}$			
$R^2(K)$	0.000	0.004	0.033	0.064	0.109	0.220
$\beta(K)$	3.783	8.636	13.906	13.164	12.560	14.931
	(0.249)	(0.627)	(1.056)	(1.149)	(1.502)	(2.008)
g) combined excess return			$x_t = h_t - r_{t-1} - \Delta d_t$			
$R^2(K)$	0.009	0.036	0.140	0.232	0.341	0.515
$\beta(K)$	22.761	29.413	29.272	23.508	20.027	20.207
	(1.440)	(1.972)	(2.091)	(2.160)	(2.804)	(3.823)

h(t) is the annualized one-month continuously compounded stock return in percent. $\Delta d(t)$ is the annualized one-month dividend growth rate in percent. r(t) is the one-month interest rate which serves as the safe rate for calculating ex post-excess returns h(t) - r(t-1). (d - p) is the log dividend yield. $\alpha(K)$ and $\beta(K)$ are the coefficients for the regression constant and the dividend yield, respectively, estimated by OLS and with t-values in parantheses. $\varepsilon_{t+K,K}$ are the error terms which are autocorrelated owing to data overlap for K > 1 under the null hypothesis of no predictability. Standard errors and t-values are corrected for serial correlation and heteroskedasticity in the equation error using the method of Newey/West (1987). Numbers of observations: 235 - (K-1).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Table 1 shows the results for regressions with the dividend yield as the single forecasting variable and the different dependent variables measured over a holding period of K months, which ranges from one month to four years.[17] The regressions use monthly data, which means data overlap for the forecast horizons exceeding one month, induces serial correlation of the error terms even under the null hypothesis of no return predictability (zero coefficient on the dividend yield). In this case, errors are correlated with K-1 previous error terms. But under alternative hypotheses, in which returns have a variable conditional mean, the serial correlation can in fact be arbitrary if dividend yields do not capture all of the variation in the conditional mean.[18] Additionally, since the regressor is only predetermined and not strictly exogenous, asymptotic distribution theory must be used to generate standard errors. The alternative t-statistics shown in the table for the null hypothesis of a zero coefficient are corrected for serial correlation and possible heteroskedasticity as suggested by *Newey* and *West* (1987) using a lag length of K-1.[19]

Section a) of Table 1 summarizes the main results for actual or ex post stock returns. The coefficient of determination (the R^2(K) statistic) increases continuously with the forecast horizon, as the t-values for the estimated slope coefficients do. The slope coefficients increase from the one-month to the twelve-month horizon and remain roughly constant at that level for the longer forecast horizons. Since statistical significance can only be attached to the 3-year and the 4-year return periods, the results suggest that only longer-term stock returns are predictable (see also fig. 2).[20]

The R^2 statistics for the dividend growth regressions in section b) show instead a hump shaped pattern and are much higher than in the stock returns case except for the 4-year horizon. They peak at the 1-year horizon with more than 20% of explanatory power (see fig. 3). What is more important is the high statistical significance of the slope parameters, particularily for the very short to medium forecast horizons.

The results for the combined returns variable (returns less dividend growth) in section c) are even more impressive. Although by mere visual inspection the behavior of this variable seems to be dominated by the volatility of stock returns, the predictive power and the statistical significance of the slope coefficients are much higher than in case a) for every forecast horizon. The R^2 statistic increases to re-

---

17 The forecast horizons are chosen rather arbitrarily and follow the influential work of *Fama* and *French* (1988, 1989).

18 *Hodrick* (1992), p. 360.

19 These issues are discussed in more detail in *Campbell/Lo/MacKinley* (1997), pp. 534 - 536.

20 The results broadly conform to those for the US stock market, although our sample is much smaller, which weakens the comparability of results; see *Fama/French* (1988), p. 13 or *Campbell/Lo/MacKinley* (1997), p. 269. The results for nominal returns are very similar to the results for real stock returns.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

markable 46% and 63% for the 3-year and 4-year horizon, respectively, lending much statistical support to the dividend discounting model (see fig. 4).[21]

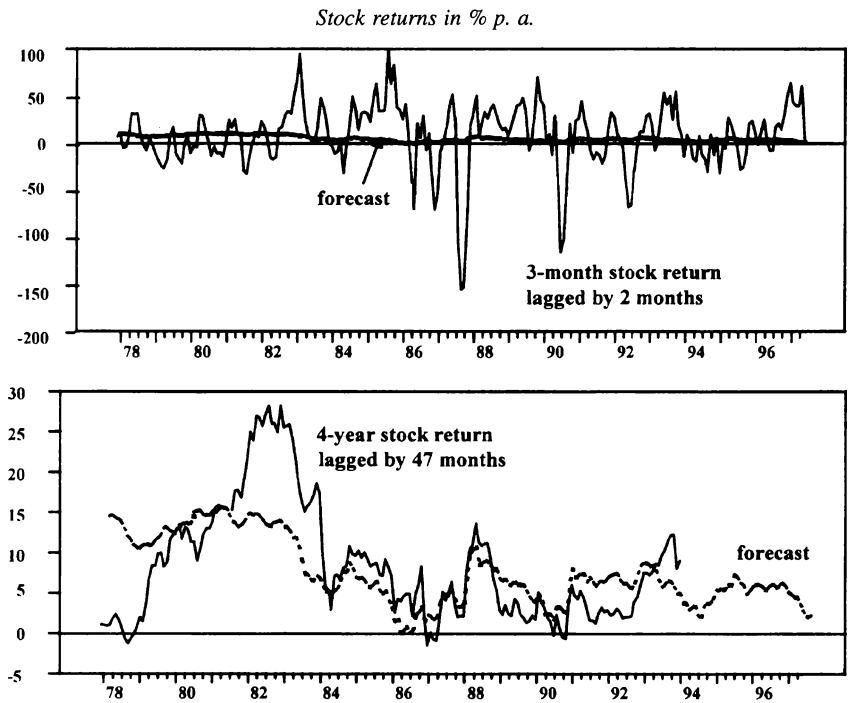


Fig. 2: Stock return forecasts of the dividend yield

The regressions of sections d) to g) offer some very crude empirical evidence to judge the ability of the standard CAPM to explain time-variation in equilibrium stock returns. This approach provides a very flexible framework within which the most commonly used models of asset returns can be expressed as special cases. According to the CAPM, the expected one-period stock return in equilibrium equals the risk-free or safe rate r_t (given by the one-period interest rate) plus a risk premium which reflects the specific riskiness of stocks relative to the risk characteristics of the market portfolio which, in theory, consists of all available assets:[22]

21 The slope coefficients of the individual regressions a) and b) have to add up exactly to the coefficient of the combined returns variable by construction. Since this property does not hold for the R^2 and standard errors of coefficients, a seperate analysis of the combined returns variable actually makes sense.

22 For a more detailed discussion of the CAPM applied to the stock market, see *Cuthbertson* (1996), chapters 17 and 18.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

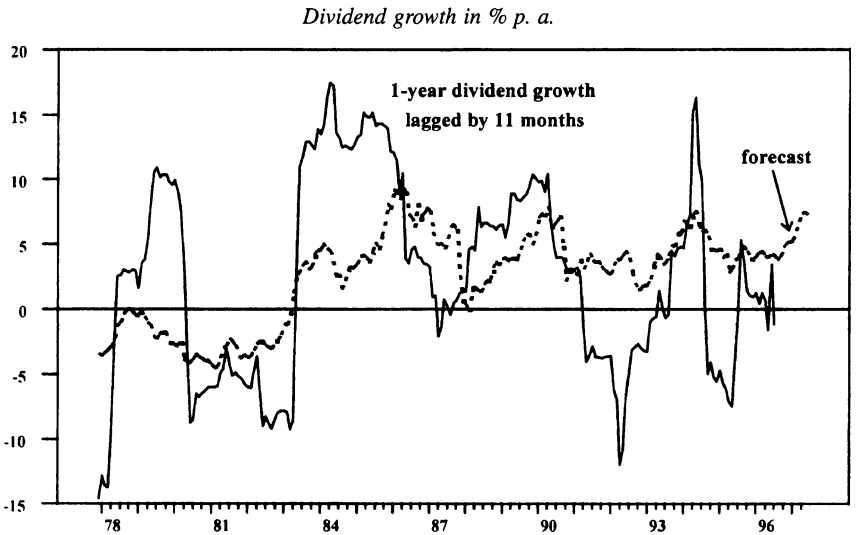


Fig. 3: Dividend growth forecasts of the dividend yield

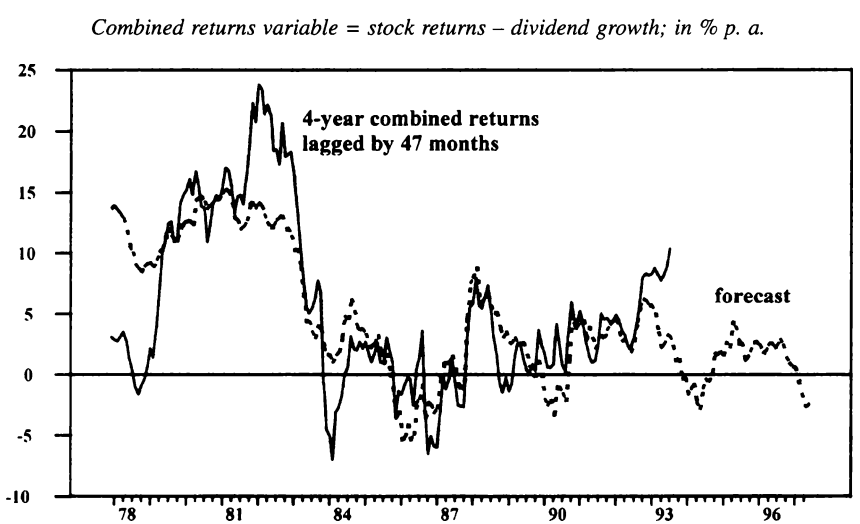


Fig. 4: Combined return forecasts of the dividend yield

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$E_t h_{t+1} = r_t + \beta_t (E_t R^m_{t+1} - r_t) \tag{4.1}$$

or equivalently

$$E_t h_{t+1} = r_t + \lambda_t \operatorname{cov}(h, R^m)_t \tag{4.2}$$

where $E_t R^m_{t+1}$ is the expected return of the market portfolio, $\beta_t = \operatorname{cov}(h, R^m)_t / \operatorname{var}(R^m)_t, \operatorname{cov}(\cdot)$ and $\operatorname{var}(\cdot)$ are covariances and variances, respectively, and $\lambda_t = (E_t R^m_{t+1} - r_t)/\operatorname{var}(R^m)_t$ is the "market price of risk".[23] The risk premium is therefore identical to the expected excess return.

If the safe rate actually "benchmarks" investors' return calculations, the dividend yield should have some forecasting power for average short-term interest rates and should be positively correlated with the current short rate. This is in fact true as shown by the results in section d). The correlation between current short rates and dividend yields is the most significant relationship. Although the R^2 slightly increase with the forecast horizon, the decrease in significance may indicate that the positive results for the longer horizons are dominated by the current correlation, if one takes into account that short rates are highly persistent.

Since ex post returns show a totally different predictability pattern, there must exist other driving forces behind expected stock returns for the rational valuation model to survive. The loss of information entailed by restricting equilibrium returns to the safe rate also becomes evident in regression e), where the safe rate is combined with dividend growth (compare with the results of section c)). Regressions f) and g) may provide information about systematic time-variation in the risk premium of stocks, because ex post measured excess returns can be decomposed into the risk premium and an expectational error component. In spite of the weak evidence for excess return predictability as given in section f), there are still some signs favoring the existence of a time-varying risk premium. The regression for the combined excess return-dividend growth variable performes quite well compared to regression c) and much better than regression e). This should not be the case if equilibrium excess returns were merely constant.

The role of the short-term interest rate deserves further attention, since it offers a way to discuss the possible effects of monetary policy on stock market performance. If the risk premium were constant and expectational errors were pure ran-

[23] The market price of risk is the slope of the so-called capital market line in the risk-return space. It measures the amount of return that has to be given up for a unit decrease in portfolio risk, where risk is measured as the standard deviation of asset returns. Although it is true that in equilibrium each investor's marginal rate of substitution (the slope of his or her indifference curve in the risk-return space) equals the market price of risk, changing preferences – e.g., an "increase in appetite for risk" – cannot be an independent source of variation in asset risk premiums. Preferences only determine on which point of the capital market line each investor ends up, but the slope of the capital market line is solely determined by relative asset supplies and the assets return variances and covariances.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dom and identically distributed, then ex post returns and the safe rate should move one-to-one on average. But if actual returns are regressed on lagged one-month interest rates, one gets a negative coefficient instead. This result is in line with the visual impression that future stock returns are relatively low if interest rates are relatively high, et vice versa. A more thorough analysis reveals that such an inverse relationship is stable and significant if one uses a variable that measures the change of interest rates over the recent past. Such a measure is given by the "relative" or "stochastically detrended" short rate, which is now widely applied and here defined as the difference between the current interest rate and a moving average of short rates over the current and the past eleven months (see Table 2).[24] The remarkable predictive properties of this variable become clear in the regressions of Table 2.

Table 2

Long-horizon regressions of stock return measures on the log dividend yield and the stochastically detrended one-month interest rate

Regression equation: $\frac{1}{K}(x_{t+1}+\ldots+x_{t+K}) = \alpha(K) + \beta(K)(d_t - p_t) + \gamma(K)(r_t - \sum_{i=0}^{11} r_{t-i} / 12) + \varepsilon_{t+K.K}$

Estimation period with monthly data: Dec. 1977 to June 1997

	Forecast horizon (K)					
	1	3	12	24	36	48
			$x_t = h_t$			
$R^2(K)$	0.008	0.025	0.107	0.164	0.364	0.494
$\beta(K)$	11.971	15.575	21.178	19.611	18.332	18.350
	(0.778)	(1.118)	(1.891)	(1.980)	(3.202)	(3.274)
$\gamma(K)$	-4.284	-4.378	-3.888	-2.470	-3.272	-2.578
	(-1.218)	(-1.710)	(-2.177)	(-2.777)	(-3.587)	(-2.809)
			$x_t = \Delta d_t$			
$R^2(K)$	0.065	0.156	0.320	0.166	0.215	0.340
$\beta(K)$	-20.952	-23.116	-16.769	-9.844	-6.450	-4.524
	(-3.710)	(-3.920)	(-5.341)	(-2.805)	(-2.448)	(-2.094)
$\gamma(K)$	2.761	3.137	2.141	-0.026	-1.156	-1.717
	(2.140)	(2.479)	(2.897)	(-0.052)	(-2.423)	(-5.481)
			$x_t = h_t - \Delta d_t$			
$R^2(K)$	0.029	0.094	0.303	0.368	0.537	0.649
$\beta(K)$	32.924	40.084	38.511	29.373	25.926	22.903
	(2.061)	(2.745)	(3.816)	(3.249)	(4.377)	(4.869)
$\gamma(K)$	-7.045	-7.570	-5.951	-2.398	-2.087	-0.842
	(-1.929)	(-2.483)	(-2.972)	(-2.934)	(-3.443)	(-1.173)

h is the annualized one-month continuously compounded stock return in percent. Δd is the annualized one-month dividend growth rate in percent. (d - p) is the log dividend yield. r is the one-month interest rate. $\alpha(K)$, $\beta(K)$ and $\gamma(K)$ are the coefficients for the regression constant, the dividend yield and the stochastically detrended one-month interest rate, respectively, estimated by OLS and with t-values in parantheses. $\varepsilon_{t+K,K}$ are the error terms which are autocorrelated owing to data overlap for K > 1 under the null hypothesis of no predictability. Standard errors and t-values are corrected for serial correlation and heteroskedasticity in the equation error using the method of Newey/West (1987). Numbers of observations: 235 - (K-1).

[24] The advantages of stochastic detrending are explained in *Campbell/Lo/MacKinley* (1997), p. 268 and *Gerlach* (1997b), p. 12.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Since we are mainly concerned with the predicitive content of the dividend yield, we only show the results when both the stochastically detrended interest rate and the dividend yield are used as regressands, and stock returns, dividend growth and combined actual returns as regressors. The results therefore have to be compared to those contained in sections a) to c) of Table 1. They confirm the "common wisdom" that rising interest rates mean lower stock returns. What stands out is not only the fact that interest rate changes enter significantly in most of the regressions, but that their introduction increases the statistical significance of the dividend yield coefficients in all cases. As a result, stock returns now become predictable beginning with the one-year forecasting period, and the R^2 increases to about 50 % for the four-year horizon.

Interest rate changes significantly influence dividend growth, too, but the sign of the coefficient changes from positive to negative for the longer-term horizons, leaving an insignificant contribution at the two-year horizon. These results may be interpreted in the light of plausible monetary policy reactions to the current business cycle perspectives as follows. Interest rates generally rise when real output tends to grow very fast. In such times aggregate earnings and dividend payments also grow at a higher rate. But the rise in interest rates, which is intended as a counter-cyclical measure, soon depresses real growth and leads to dividend growth rates below average in the coming years.

Although there are some serious doubts about the statistical reliability of long-horizon regressions, we interpret the results as enough preliminary evidence that future stock returns, and especially future dividend growth, contain predictable components which are reflected in the current dividend yield.[25] The fact that return

[25] There are some general problems with long-horizon regressions in small samples. If the data is sampled more finely than the forecast interval, the error terms are autocorrelated at least of the order at which the data do overlap. This autocorrelation is usually corrected for by use of some asymptotic distribution theory, in most cases with additional correction for heteroskedasticity. But if the time span of data overlap is not small relative to the sample size, this approach is also flawed because there are not enough data points to reliably estimate the variance-covariance matrix. Monte Carlo simulations indicate that asymptotic standard errors can be very misleading in small samples (see *Hodrick* (1992), and *Gerlach* (1997a), p. 164). An alternative is to use empirical standard errors using a bootstrapping procedure. But this method can only deal with biased standard errors. Another finite sample problem that puts into question the statistical reliability of long-horizon regressions derives from the fact that the independent variable, although predetermined with respect to the dependent variable, is stochastic and most likely correlated with past regression disturbances. This phenomenon leads to a finite-sample bias in the regression coefficients and the standard errors, *"(...) and the bias can be non-trivial even in samples of several hundred observations if the independent variable has both high autocorrelation and a high correlation with the past regression disturbance"* (*Keim/Stambaugh* (1986), p. 370). The dividend yield shares at least the first property of being rather highly autocorrelated (i.e., highly persistent). But there are also some more theoretical problems caused by the very strong restictions which rather simplistic models of the equilibrium returns process impose on the data. Modern theory suggests that the behaviour of asset prices has much to do with the fundamental forces driving risk premiums on the different assets. The assumption of constant risk premiums provides a suitable starting

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

predictability increases with the length of the holding period considered may result from a better forecastability of the medium to long-term prospects of the economy (interest rates, business cycle positions).

From the point of view of market efficiency in terms of rational expectations the results indicate persistent time-variation in expected equilibrium returns, rejecting the long-held hypothesis that equilibrium returns are constant. The efficient markets hypothesis only postulates that abnormal returns are unpredictable, not that actual returns are unpredictable. High stock price volatility, as usually observed, is therefore compatible with persistent movements in rationally expected returns and need not indicate irrational investor behavior.[26] But since return predictability could also result from irrational bubbles in stock prices, the question of whether the forecastability of stock returns is driven by rational economic behavior or by animal spirits is still unresolved.[27] Further efficiency tests (e.g., with the VAR approach applied in the next section) cannot fundamentally change this general conclusion but can only add evidence on the empirical plausibility of the rational valuation approach.

2. *Dividend yields and inflation*

If we accept the view that stock prices are driven by expected equilibrium returns, it seems reasonable to ask whether the required rate of return includes a premium that compensates for inflation as expected over the holding period.[28] In that case, one could argue that the dividend yield should also have predictive power for future inflation. But it has to be recognised that any empirical relationship between the two variables does not necessarily arise owing to an inflation premium in the dividend yield itself. If expected nominal dividend growth adjusts to inflation expectations in exactly the same way as the nominal discount rate does, both effects on the dividend yield cancel each other out. The dividend yield can then be regarded as a real measure of stock returns and should not have any predictive power for future inflation unless expected real returns (including various risk premiums) vary systematically with inflation expectations.

---

point, but if risk premiums actually play a significant role in asset pricing the econometrician most probably faces a serious omitted variables problem which causes biases in coefficient estimates.

26 See *Cuthbertson* (1996), p. 129 and *Campbell/Lo/MacKinley* (1997), p. 254.

27 In the case of bubbles, *"(...) dividend yields and expected returns are high when prices are temporarily irrationally low (and vice versa)"* (*Fama/French* 1989, p. 26).

28 This does not preclude time variation in real returns, which can be analysed separately, but is not the question of interest here.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

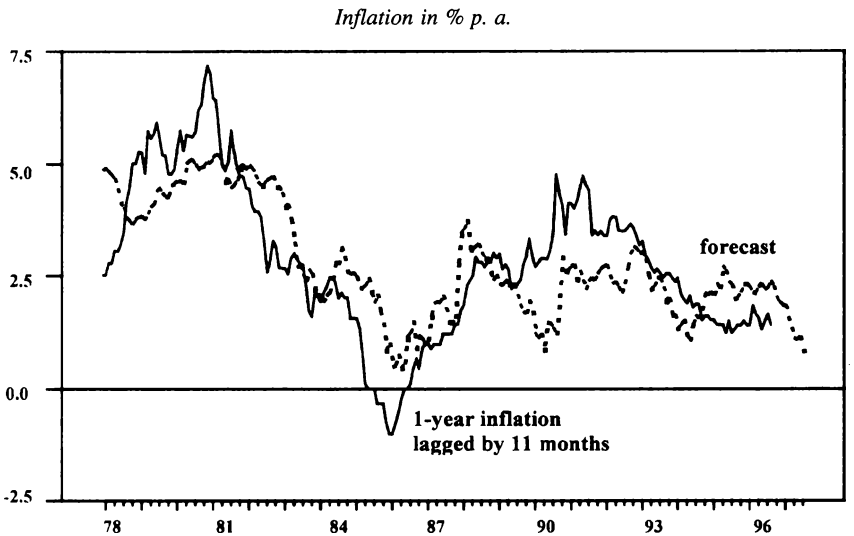


Fig. 5: Inflation forecasts of the dividend yield

However, the regression results show for all forecast horizons high and significant slope coefficients which decrease with the horizon (see Table 2). The R^2 statistic is also always high, reaching from a minimum of 15% for the one-month period to a maximum of 54 % for the 1-year horizon. The hump-shaped pattern of the R^2 statistic indicates that the forecast performance is best in a short to medium-term perspective (see also fig. 5). Furthermore, these results are robust to including other regressors (the lagged year-over-year inflation rate or a long-term interest rate) which control for a possible common dependence of the dividend yield and future cumulative inflation on current economic conditions.[29]

How can this finding be interpreted in the light of the dividend yield's real nature as explained above? We provide the following ad hoc explanation: First, dividend growth adjusts sluggishly to changes in the inflation environment. The expected dividend growth then falls short of the change in expected inflation. Second, if investors futhermore expect the central bank to raise (lower) short-term interest rates far above (below) the upward (downward) shifts in expected or forecasted inflation, market participants will correspondingly require holding period returns which increase (decrease) in excess of the inflation premium change. The net effect of both offsetting channels through which changes in expected inflation influence share prices will raise (lower) the current dividend yield, thus inducing a positive correlation between the dividend yield and future inflation.

[29] In *Gerlach* (1997b) the power of the dividend yield to forecast future cumulative inflation is not robust to the inclusion of the lagged inflation variable. This opposing result may reflect differences in the data set and in the sample length.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Table 3

Long-horizon regressions of inflation on the log dividend yield

Regression equation: $\frac{1}{K}(\pi_{t+1} + \ldots + \pi_{t+K}) = \alpha(K) + \beta(K)(d_t - p_t) + \varepsilon_{t+K,K}$

Estimation period with monthly data: Dec. 1977 to July 1997

	Forecast horizon (K)					
	1	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
$R^2(K)$	0.151	0.277	0.542	0.470	0.367	0.241
$\beta(K)$	5.471	5.459	5.207	4.476	3.600	2.622
	(6.436)	(5.857)	(5.342)	(3.847)	(3.117)	(2.366)

π is the annualized one-month continuously compounded rate of consumer price inflation. (d - p) is the log dividend yield. $\alpha(K)$ and $\beta(K)$ are the coefficients for the regression constant and the dividend yield, respectively, estimated by OLS. $\varepsilon_{t+K,K}$ are the error terms which are autocorrelated owing to data overlap for K > 1 under the null hypothesis of no predictability. Standard errors and t-values are corrected for serial correlation and heteroskedasticity in the equation error using the method of Newey/West (1987). Numbers of observations: 236 - (K-1).

But some words of caution have to be added. Inflation and the dividend yield are highly persistent variables. According to standard unit-root tests, both variables can be regarded only as borderline stationary or near-integrated. From a mere statistical point of view, it is thus possible that the high R^2 statistics partly result from independent stochastic trends in the data and are thus spurious.

3. Dividend yields and real activity

Since both dividend growth and stock returns are likely to be related to the business cycle, the dividend yield can also be expected to have power in predicting future real activity. To investigate this question, we apply the long-horizon regression technique as before and measure economic activity by a) growth rates of the industrial production index and b) GDP growth. Both activity measures are widely used in similar contexts and have certain comparative advantages. Industrial production shows a more pronounced cyclical behavior and is available on a monthly basis; this features make it particularily useful for demarcating economic booms and recessions. GDP instead encompasses economic activity in all productive sectors, but it is published only quarterly and with a larger lag.

In both cases we also perform a robustness check by adding the interest rate spread between ten-year government bonds and one-month interbank money (term structure spread) to the regressions. It is a now well-established fact that the term structure is a very good predictor for medium-term economic growth in Germany as in some other countries.[30] We thus ask whether the dividend yield has incremental predictive power not already contained in the term structure.

[30] See, e.g., *Plosser/Rouwenhorst* (1994).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

The results for industrial production and GDP are presented in Tables 4 and 5, respectively. There is not much evidence in Table 4 that the dividend yield has predictive power for future cumulative production growth (see section a)). While the slope coefficients of the dividend yield are at least significant on the 10 % level for the 3, 12 and 24 month horizons, the R^2 statistics are always very low.[31] This rather low significance of the dividend yield even decreases when the term structure is added to the regressor list (see section b)). The results confirm previous studies that the term structure has a significant and relatively large predictive content for the medium-term development of industrial production.

Table 4

Long-horizon regressions of industrial production growth on the log dividend yield and the term structure spread

Regression equation: $\frac{1}{K}(\Delta IP_{t+1} + \ldots + \Delta IP_{t+K}) = \alpha(K) + \beta(K)(d_t - p_t) + [\gamma(K)(R_t - r_t)] + \varepsilon_{t+K,K}$

Estimation period with monthly data: Dec. 1977 to July 1997

	Forecast horizon (K)					
	1	3	12	24	36	48
	a) Dividend yield as single regressor					
adjusted $R^2(K)$	0.000	0.017	0.053	0.054	0.048	0.057
$\beta(K)$	-6.410	-5.552	-4.391	-3.166	-2.312	-2.051
	(-1.020)	(-2.038)	(-1.828)	(-1.641)	(-1.272)	(-1.190)
	b) Dividend yield and term structure spread as regressors					
adjusted $R^2(K)$	0.007	0.068	0.301	0.372	0.344	0.240
$\beta(K)$	-2.975	-2.464	-1.303	-0.941	-0.786	-1.158
	(-0.449)	(-0.824)	(-0.539)	(-0.566)	(-0.392)	(-0.589)
$\gamma(K)$	1.399	1.258	1.270	1.032	0.785	0.512
	(1.603)	(3.014)	(3.204)	(4.011)	(3.586)	(1.737)

ΔIP is the annualized one-month continuously compounded growth rate of the industrial production index (output of the Western German manufacturing sector, seasonally adjusted). (d - p) is the log dividend yield. R ist the estimated zero coupon rate for ten-year government bonds, and r is the one-month interbank money market rate. $\alpha(K)$, $\beta(K)$ and $\gamma(K)$ are the coefficients for the regression constant, the dividend yield and the term structure spread, respectively, estimated by OLS and with t-values in parantheses. $\varepsilon_{t+K,K}$ are the error terms which are autocorrelated owing to data overlap for K > 1 under the null hypothesis of no predictability. Standard errors and t-values are corrected for serial correlation and heteroskedasticity in the equation error using the method of Newey/West (1987). Numbers of observations: 236 - (K-1).

A somewhat different picture emerges when GDP-growth is used as the regressand. Section a) of Table 5 reveals significant predictive power of the dividend yield for two-year and all longer forecast horizons. The R^2 continuously increases from 10 % (1 year horizon) to 37 % (5 year horizon). Surprising is the robustness of the dividend yield's significance for the two longest forecast horizons when the

[31] *Gerlach* (1997b) – as far as we know the single study comparable to ours as regards methodology – gets very similar results for a different data set.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

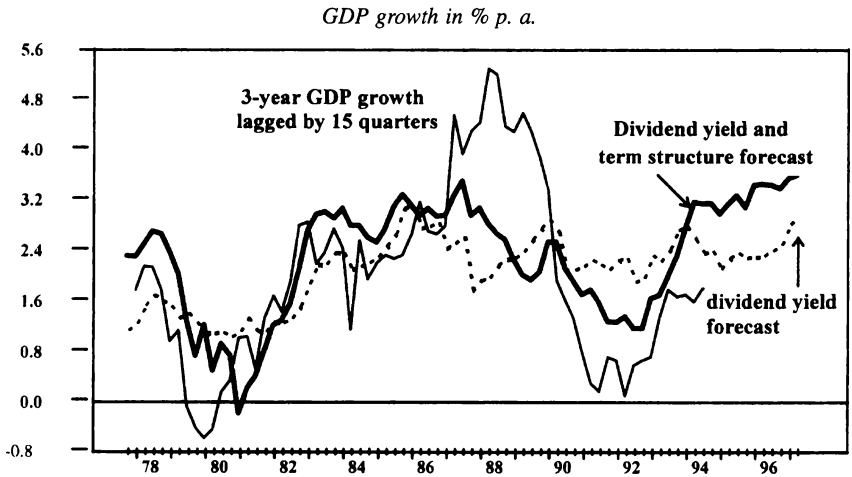


Fig. 6: GDP growth forecasts of the dividend yield and the term structure

Table 5

Long-horizon regressions of real GDP growth on the log dividend yield and the term structure spread

Regression equation: $\frac{1}{K}(\Delta y_{t+1} + \ldots + \Delta y_{t+K}) = \alpha(K) + \beta(K)(d_t - p_t) + [\gamma(K)(R_t - r_t)] + \varepsilon_{t+K,K}$

Estimation period with quarterly data: 4th quarter 1977 to 3rd quarter 1997

	Forecast horizon (K)					
	1	4	8	12	16	20
	a) Dividend yield as single regressor					
adjusted $R^2(K)$	0.016	0.102	0.132	0.153	0.230	0.372
$\beta(K)$	-2.879	-2.959	-2.597	-2.302	-2.392	-2.529
	(-1.503)	(-1.887)	(-2.140)	(-3.076)	(-3.454)	(-3.776)
	b) Dividend yield and term structure spread as regressors					
adjusted $R^2(K)$	0.027	0.229	0.286	0.356	0.423	0.489
$\beta(K)$	-1.880	-1.847	-1.713	-1.515	-1.751	-2.049
	(-0.922)	(-1.011)	(-1.354)	(-1.764)	(-2.106)	(-2.629)
$\gamma(K)$	0.374	0.456	0.402	0.389	0.319	0.219
	(1.371)	(1.913)	(2.740)	(2.925)	(1.734)	(1.319)

Δy is the annualized one-quarter continuously compounded growth rate of Western German gross domestic product (seasonally adjusted). (d - p) is the log dividend yield. R ist the estimated zero coupon rate for ten-year government bonds, and r is the three-month interbank money market rate. $\alpha(K)$, $\beta(K)$ and $\gamma(K)$ are the coefficients for the regression constant, the dividend yield and the term structure spread, respectively, estimated by OLS and with t-values in parantheses. $\varepsilon_{t+K,K}$ are the error terms which are autocorrelated owing to data overlap for K > 1 under the null hypothesis of no predictability. Standard errors and t-values are corrected for serial correlation and heteroskedasticity in the equation error using the method of Newey/West (1987). Numbers of observations: 79 - (K-1).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

term structure is included in the regressions (see section b) and fig. 6). In fact, it never happens that both regressors are significant at the same time. Hence, the significant contribution in forecasting GDP growth stems from the term structure for the 1 up to 3 years horizons, but switches to the dividend yield for the 4 and 5 year periods. The R^2 are quite high reaching almost 50 % for the longest horizon. All in all, these regression outcomes suggest that the dividend yield can improve long-term forecasts of real economic activity. But we should not put too much faith into this results, since the statistical problems due to the use of overlapping data and a very small sample increase with the forecast horizon. Furthermore, the results of section b) are not very much different when the term structure is used as the single regressor. Lastly, we still lack a convincing theoretical explanation for the case of switching significance.

II. Testing efficiency of the German stock market with the Campbell-Shiller approach

In this section, we shall apply the now widely used Campbell-Shiller approach to test efficiency on the German stock market. The long-horizon regression approach uses ex post values of the variables to draw inferences about the expectations generating process which economic agents use for pricing stocks. When the joint hypothesis of market efficiency and rational expectations is to be tested within that framework, it is simply assumed that agents forecast correctly save a standard white noise error. The vectorautoregressive (VAR) approach as pioneered by *Campbell* and *Shiller* (1987) assumes instead that the short-run dynamics of the data are well described by a multivariate time-series representation. The VAR can be used to generate forecasts of the variables of interest which are then taken as the rational expectations of market agents. Since VARs allow forecasting into the principally indeterminate future, one can also derive long-horizon expectations, which, in our case, enter the RVF for stocks. Hence, this methodology is somewhat less restricted by the sample size, especially if the forecast horizon extends to several years.

Tests of the efficient market hypothesis are always conditional on a model of equilibrium returns. Referring to equation (3.5), the RVF for the pricing of stocks, this requires a model for the unobservable expected one-period stock returns process. For the present case we assume that excess returns over the one-period interest rate are expected to be constant:

$$E_t h_{t+1} = r_t + rp \tag{4.3}$$

with rp the constant risk or "equity premium" which defines the excess return.[32] Equation (3.5) then becomes:

[32] For other possible return models see *Cuthbertson/Hayes/Nitzsche* (1997), p. 987.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$d_t - p_t = \frac{rp - k}{1 - \rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t r_{t+j} - E_t \Delta d_{t+1+j}) \tag{4.4}$$

for the infinite horizon case. If we replace the rational expectations with VAR forecasts of interest rates and dividend growth, we can create the theoretical dividend yield δ_t , which is the dividend yield that we would obtain if the efficient market hypothesis, as embodied in the constant expected excess returns model, were true.[33]

The most simple VAR setting contains two endogeneous variables, the log dividend yield and the short-term interest rate less the dividend growth led by one period ($r_t - \Delta d_{t+1}$). We move to quarterly observations in order to smooth out some of the noise in monthly asset prices. All variables are demeaned so that the VAR does not require constant terms.

The VAR is estimated with a single lag of the endogeneous variables as suggested by standard lag selection procedures. The companion form of the VAR – a compact notation for VARs with arbitrary lag length – is given by:

$$z_t = A z_{t-1} + \varepsilon_t \ , \tag{4.5}$$

with $z_t' = \left[(d-p)_t, (r_t - \Delta d_{t+1})\right]$, A in our case a (2×2) matrix containing the VAR coefficients, and ε_t a (2×1) vector with an error variable for each equation. The forecasts or rational expectations are then easily obtained as:

$$E_t z_{t-1} = A^i z_t \ . \tag{4.6}$$

Defining the selection vectors that pick out a single variable from the vector of endogeneous variables as $e_1' = (1,0)$ and $e_2' = (0,1)$ it follows that

$$(d-p)_t = e_1' z_t \tag{4.7a}$$

and

$$E_t(r_{t+i} - \Delta d_{t+1+i}) = e_2' A^i z_t \tag{4.7b}$$

for $i > 0$. Substituting (4.7) into the RVF (4.4) gives

$$e_1' z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_2' A^{j+1} z_t = e_2' A (I_2 - \rho A)^{-1} z_t \equiv \delta_t \ , \tag{4.8}$$

[33] For derivation of the theoretical dividend yield for the constant expected excess return model, see *Cuthbertson/Hayes/Nitzsche* (1997), p. 990. They also use the infinite-horizon case.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

with I_2 being the two-dimensional identity matrix. (4.8) states that in an efficient market the actual dividend yield at time t equals a weighted sum of predictions for the returns variable over an infinite investment horizon. The limit of this sum is the theoretical dividend yield δ_t.

The theoretical model – e.g., the RVF – has several implications for the VAR results. First, the dividend yield must Granger-cause the returns variable $(r_t - \Delta d_{t+1})$ because it is the optimal forecast of the discount rates in excess of dividend growth under the null hypothesis of market efficiency and rational expectations.[34] In fact, this should be true even if the market has superior information to the econometrician. The RVF implies that the dividend yield contains all relevant information which market participants actually use for generating expectations. Thus, inclusion of the dividend yield into the VAR should suffice to obtain optimal forecasts of discount rates and dividend growth. Adding more variables to the VAR (e.g, extending the information set of the econometrician) cannot improve the test results if the null hypothesis is true.

Second, we expect the actual dividend yield to equal the theoretical dividend yield as calculated by equation (4.8). Whether both series correspond sufficiently is usually evaluated by their coefficient of correlation, the ratio of their variances, and by mere inspection of their graphs.

Third, the claimed equivalence of actual and theoretical dividend yields imposes certain non-linear restrictions on the VAR which also imply that future excess returns are unforecastable.[35] These restrictions form the strongest test of market efficiency in the present case. Since equation (4.8) is to hold for all z_t, it can be transformed to

$$e_t' - e_2' A (I_2 - \rho A)^{-1} = 0 \,. \tag{4.9}$$

This matrix equation defines the set of non-linear restrictions which provide the basis for a test of the joint hypothesis of market efficiency and rational expectations. When post-multiplied by $(I_2 - \rho A)$ this becomes a set of linear restrictions (in the present case):

$$e_t'(I_2 - \rho A) - e_2' A = 0 \,, \tag{4.10}$$

which can be evaluated using a Wald test of the form $R\ \mathrm{vec}(A) = r$ with:

$$R = \begin{bmatrix} \rho & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho & 1 \end{bmatrix}, \mathrm{vec}(A) = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ a_{12} \\ a_{22} \end{bmatrix}, \text{ and } r = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}.$$

34 See *Cuthbertson/Hayes/Nitzsche* (1997), p. 989.

35 See *Cuthbertson* (1996), p. 349.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

The Wald test statistic has, in our case, a $F(m_1 = 2, m_2 = 67)$ distribution, with m_1 = number of restrictions and m_2 = number of observations minus the row dimension of vec(A) minus one.[36] Table 6 gives the regression results, including the Wald test of the restrictions implied by market efficiency under rational expectations. Fig. 7 shows the time series of the actual and the theoretical dividend yield. Both variables co-move rather closely, in line with our theoretical model. The correlation coefficient between the actual and the theoretical dividend yield, at a value of 0.9936, is very high. But the variance ratio (the sample standard deviations of the actual dividend yield divided by the standard deviation of the theoretical dividend yield), having a value of 1.4926, shows signs of excess volatility. Actual stock prices move more than can be predicted with the dividend discounting model, as it is specified in our study.

What can be regarded as more important is the statistical validity of the model implications. First, the dividend yield actually Granger-causes the returns variable, as the F-tests for the second equation show. Second, the Wald test for the linear cross-equation restrictions cannot be rejected at a conservative significance level (p-value: 0.085). Thus, although the lagged returns variable enters individually significantly into the first equation, the second restriction $\rho\,(-0.758) + 0.000 = 0$ cannot be rejected when evaluated together with the first restriction $\rho\,(0.963) + 0.060 = 1$ and with $\rho = 0.9945$.

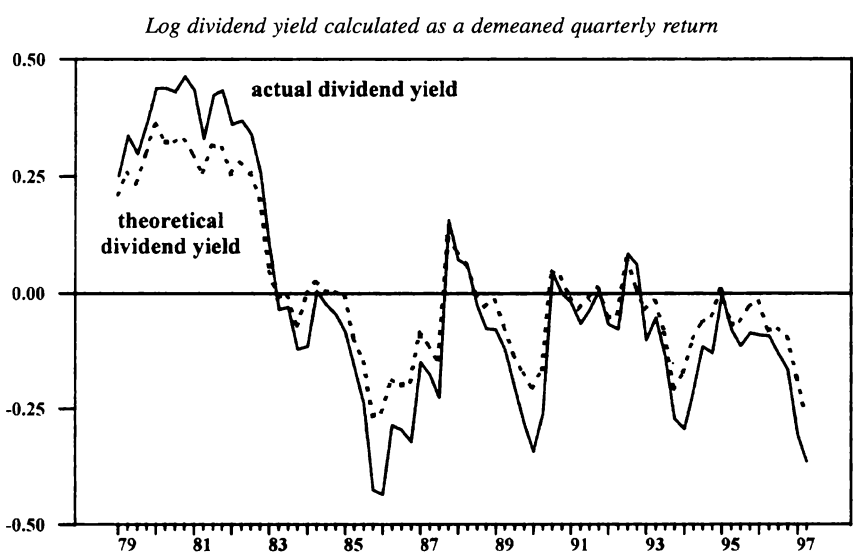


Fig. 7: Actual and theoretical dividend yield from a two-variable VAR

36 The Wald test statistic is derived in, e.g., *Hamilton* (1994), pp. 205 f.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Table 6

Test of stock market efficiency for Germany with the VAR approach

Definition of variables:
dividend yield $(d - p)_t$ = D_P{t}
returns variable $(r_t - \Delta d_{t+1})$ = R_D1D{t}

(a) Regression results (quarterly data from 79:02 to 97:01):

Equation 1: Dependent Variable D_P{t} - Estimation by Least Squares

Usable Observations	72	Degrees of Freedom	70
Centered R**2	0.851373	R Bar**2	0.849250
Durbin-Watson Statistic		1.783590	

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	p-Value
1.	D_P{t-1}	0.963	0.049	19.508	0.000
2.	R_D1D{t-1}	-0.758	0.319	-2.377	0.020

F-Tests, Dependent Variable D_P

Variable	F-Statistic	p-Value
D_P	380.559	0.000
R_D1D	5.649	0.020

Equation 2: Dependent Variable R_D1D{t} - Estimation by Least Squares

Usable Observations	72	Degrees of Freedom	70
Centered R**2	0.145199	R Bar**2	0.132988
Durbin-Watson Statistic		1.972392	

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	p-Value
1.	D_P{t-1}	0.060	0.018	3.239	0.002
2.	R_D1D{t-1}	0.0004	0.119	0.004	0.997

F-Tests, Dependent Variable D_P

Variable	F-Statistic	p-Value
D_P	10.491	0.002
R_D1D	0.000	0.997

(b) Wald test for market efficiency
coefficient restrictions: R*vec(A) = r (see text) with $\rho = 0.9945$:

Test statistic 2.561 [distributed as F(2,67)]
p-Value: 0.085

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In summary, the results are broadly consistent with the joint efficient markets-rational expectations hypothesis. But there are some critical points to be mentioned. First, the constant expected excess returns model is a rather simple approach to modelling the asset allocation behaviour of stock market investors. It neglects any systematic variation in the risk premiums as suggested by modern theory, especially from an international perspective. Thus, to obtain more reliable results one should face the serious difficulties in modelling and estimating various risk premium components. Second, the VAR coefficients are rather imprecisely estimated, which weakens the power of the Wald test. Third, the favourable results are in a sense dominated by the strong persistence of the dividend yield as measured by the coefficient for the lagged endogeneous variable in the first VAR equation. Using standard testing procedures, the null hypothesis of non-stationarity of the dividend yield cannot be rejected for the given sample. This result closely corresponds to other asset return series, like interest rates, which can also be treated as near-integrated variables. Near integrated variables are highly persistent, and mean reversion takes very long periods of time making it difficult to detect it in finite samples of usual size.

All in all, it must still be considered as an open question whether the constant excess returns model in the VAR framework captures the most important driving forces behind German stock prices. Nevertheless, the model at least indicates that large stock price movements as observed in the past need not necessarily represent irrational overreactions of market participants. Large stock price changes can also be triggered by small changes in the expected discount rates, particularly if the discount rates are highly persistent.

E. Some implications for monetary policy

According to the rational valuation approach, monetary policy influences equity prices by two channels. First, the stock price reflects agents' expectations about the course of the short-term interest rate which serves as a benchmark (the risk-free rate) for equilibrium one-period returns. These short-term returns are used for discounting the future streams of income from equities. As the monopolistic supplier of base money, the central bank can – at the operational level – determine short-term interest rates, and thus affect asset prices via the agents' expectations about the future path of money market rates. Second, since generally the nominal long-term returns which investors require to hold the asset in their portfolios should contain an inflation premium, it is the long-horizon prospects regarding future inflation that influence today's prices of equities. At the strategic level, however, monetary policy controls inflation in the longer run. Hence, monetary policy has a strong impact on stock prices by affecting agents' inflationary expectations over longer horizons. However, this proposition rests on the assumption that inflation expectations are not fully reflected in expected dividend growth.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

But both channels are merely two sides of the same coin, since, in equilibrium, successive short-run returns merely have to add up to long-run expected returns. The long-term and the short-term prospects are interlinked by the central bank's reaction function as perceived by economic agents. A change in inflation expectations, e.g., should cause a shift in the path of expected short-term rates, and vice versa. This link has clear implications for the way monetary policy decisions affect the level of, and changes in, asset prices. Under steady state conditions with price stability and absence of inflation uncertainty, the dividend yield would equalise the equilibrium excess returns of stocks. By reducing short-term rates to below equilibrium level, the central bank may increase stock prices if long-term expectations remain unaffected. But this only occurs if the central bank measure conforms to the monetary policy regime implied by the reaction function which agents use to determine their expectations about future inflation and short-term interest rates. If the measure comes as a surprise and does not conform to previous experiences with monetary policy, there always exists the danger that asset prices may react in a way which counteracts the intentions of central bankers. Short-term fluctuations of asset prices – their volatility – in this view depend on how often and to what extent expectations have to be revised by market participants.

A first conclusion from that is that a predictable monetary policy makes it easier for economic agents to form expectations. First, through an unambiguous obligation to the goal of price stability monetary policy provides a nominal anchor for inflation expectations over longer horizons. Second, a transparent strategy establishes a link between this strategic level and the operational level reflected in short term interest rates. Under this conditions, it is reasonable for market participants to assume that short term (policy-determined) rates might fluctuate significantly in the short run (in order to contain inflationary pressures and to make real "monetary" rates conform to expected changes in real "capital" rates), but should return to a "normal" level in the medium run. Third, monetary policy should be able to smooth market volatility by reducing the uncertainty of future rate changes. This, again, is a facet of a transparent strategy, but is also related to the implementation of monetary policy. If money market rates fluctuate randomly or in an undesired manner owing to unexpected changes in banks' liquidity, there can be volatility spill-overs to other financial markets.[37]

From this point of view, the empirical results presented above can be seen as an indication that monetary policy in Germany has been able to provide a relatively reliable medium-term orientation, thus facilitating the process of expectation formation regarding inflation and short-term interest rates. As monetary policy helps to facilitate the formation of longer-term expectations, it should also help to reduce misalignments in asset prices which could adversely affect output and the aggregate price level. Furthermore, the results support the view that short-term expectations about stock returns are often subject to disappointments reflecting unprece-

[37] See *Schmid/Asche* (1997).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dented macroeconomic shocks. In the short run, these shocks can have a very strong and unexpected impact on inflation rates and the path of short term interest rates which renders econometric analysis – either using ex post data or ex ante measures of the variables to be forecasted – more difficult.

References

Borio, C. E. V. / *Kennedy,* N. / Prowse, S. D. (1994), "Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries", BIS Economic Papers No. 40, April, Basle.

Campbell, J. Y. / *Lo,* A. W. / *MacKinlay,* A. C. (1997), "The Econometrics of Financial Markets", Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Campbell, J. Y. / *Shiller,* R. J. (1987), "Cointegration and Tests of Present Value Models", in: Journal of Political Economy, 95, pp. 1062 - 1088.

– (1998), "Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook", in: Journal of Portfolio Management, 24, pp. 11 - 26.

Cuthbertson, K. (1996), "Quantitative Financial Economics. Stocks, Bonds and Foreign Exchange", Chichester et al.: Wiley.

Cuthbertson, K. / *Hayes,* S. / *Nitzsche,* D. (1997), "The Behaviour of UK Stock Prices and Returns: Is the Market Efficient?", in: Economic Journal, 107, pp. 986 - 1008.

Fama, E. F. / *French,* K. R. (1988), "Dividend Yields and Expected Stock Returns", in: Journal of Financial Economics, 22, pp. 3 - 25.

– (1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds", in: Journal of Financial Economics, 25, pp. 23 - 49.

Gerlach, S. (1997a), "The Information Content of the Term Structure: Evidence for Germany", in: Empirical Economics, 22, pp. 161 - 179.

– (1997b), "The Information Content of Equity Prices: Some Results for the G-7 Countries", Paper prepared for the Central Bank Economist's Meeting held at the BIS on October 28 - 29, 1997.

Hamilton, J. D. (1994), "Time Series Analysis", Princeton, N. J.: Princeton University Press.

Hansen, L. / *Hodrick,* R. J. (1980), "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", in: Journal of Political Economy, 88, pp. 829 - 853.

Hodrick, R. J. (1992), "Dividend Yields and Expected Stock Returns: Alternative Procedures for Inference and Measurement", in: Review of Financial Studies, 5, pp. 357 - 386.

Keim, D. B. / *Stambough,* R. F. (1986), "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets", in: Journal of Financial Economics, 17, pp. 357 - 390.

Marsh, T. A. / *Merton,* R. C. (1987), "Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market", in: Journal of Business, 60, pp. 1 - 40.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Mishkin, F. S. (1995) "The Economics of Money, Banking and Financial Markets", 4th edition, New York: Harper Collins.

Newey, W. / *West,* K. (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heterscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", in: Econometrica, 55, pp. 703 - 708.

Plosser, C. I. / *Rouwenhorst,* K. G. (1994), "International Term Structures and Real Economic Growth", in: Journal of Monetary Economics, 33, pp. 133 - 155.

Schmid, P. / *Asche,* H. (1997), "Monetary Policy Instruments and Procedures in Germany: Evolution, Deployment and Effects", Bank for International Settlements, BIS Conference Papers Vol. 3, Basle, pp. 71 - 95.

Shiller, R. J. (1989), "Market Volatility", Cambridge, MA; London: MIT Press.

Smets, F. (1997), "Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence", BIS Working Papers No. 47, September, Basle.

Solnik, B. (1996), "International Investments", 3rd edition, Reading, MA et al.: Addison-Wesley.

Thornton, D. L. (1994), "Financial Innovation, Deregulation and the 'Credit View' of Monetary Policy", in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, January / February, pp. 31 - 49.

Woodford, M. (1994), "Nonstandard Indicators for Monetary Policy: Can Their Usefulness Be Judged from Forecasting Regressions?", in: Mankiw, N. G. (ed.), Monetary Policy, NBER Studies in Business Cycles Vol. 29, Chicago: University of Chicago Press, pp. 95 - 115.

Appendix 1: Description of stock market data

The monthly dividend and stock price series used in this study are calculated by the Federal Statistical Office up to June 1995. The computations are based on a fictitious share having the face value of DM 100. The stock price series is the arithmetic mean of the end-of-month prices of all the shares of public limited companies officially listed on German stock exchanges (stock prices of each company are previously multiplied by a factor which raises or lowers its face value to DM 100). The series is thus equivalent to an equally-weighted stock price index. The dividend series is calculated correspondingly. However, the monthly dividend (excluding tax credit) of each share is the dividend as last paid out. The dividend yield (in percentage points per annum) is defined as the ratio of dividends to stock prices multiplied by one hundred. While the stock price series is available for the period from January 1960 to June 1995, the dividend series only begins in November 1977. Both series are published in *Deutsche Bundesbank,* Capital Market Statistics, Statistical Supplement to the Monthly Report 2, Table IV.2.

Complementary series for the period from July 1995 to the present are calculated by the Deutsche Börse AG. But as the number of stocks included in the calculation is reduced (only ordinary and preference shares officially listed on the

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Frankfurt stock exchange of companies domiciled in Germany are included) a statistical break occurs which is accounted for in the empirical analysis.

Appendix 2: The approximate one-period return on stocks

The one-period logarithmic or continuously compounded stock return h_{t+1} is defined as:[38]

$$h_{t+1} \equiv \log(1 + H_{t+1}) \ , \tag{A2.1}$$

with

$$1 + H_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \ . \tag{A2.2}$$

The terms $(1 + H_{t+1})$ and H_{t+1} are measures of the simple gross return and net return, respectively, of a stock market investment over the period $t + 1$. P_t is the stock price measured at the end of period t (ex-dividend). Therefore, buying the share at price P_t implies a claim to a dividend payment only for the next period $t + 1$ (D_{t+1} is the dividend per share). The log return can also be written as:

$$h_{t+1} = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \ , \tag{A2.3}$$

or

$$h_{t+1} = p_{t+1} - p_t + \log\left(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})\right) \ , \tag{A2.4}$$

with p_t and d_t the log stock price and dividend, respectively.[39] The stock returns used for the empirical analysis are calculated according to equation (A2.3). The last term on the right-hand side of equation (A2.4) is a non-linear function of the log dividend yield. The function

$$f(x_{t+1} \equiv d_{t+1} - p_{t+1}) = \log\left(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})\right)$$

---

38 The derivation of the logarithmic or continuously compounded return follows *Campbell/Lo/MacKinley* (1997), pp. 254 f. and pp. 260 - 264. For a better understanding, we have added some steps not explicitly shown there.

39 The transformation rests on the following algebraic relation:

$$A + B = A(1 + B/A) = A\Big(1 + \exp\big(\log(B) - \log(A)\big)\Big),$$

which means

$$\log(A + B) = \log(A) + \log\Big(1 + \exp\big(\log(B) - \log(A)\big)\Big).$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

can generally be approximated with a first-order Taylor expansion around the mean of the argument:

$$f(x_{t+1}) \approx f(\bar{x}) + f'(\bar{x})(x_{t+1} - \bar{x}) \ .$$

Since $f(\bar{x}) = \log\big(1 + \exp(\bar{x})\big)$ and (by using the chain rule) $f'(\bar{x}) = \exp(\bar{x})/\big(1 + \exp(\bar{x})\big)$ we obtain:

$$f(x_{t+1}) \approx \log\big(1 + \exp(\bar{x})\big) + \frac{\exp(\bar{x})}{1 + \exp(\bar{x})}(x_{t+1} - \bar{x})$$

or

$$f(x_{t+1}) \approx -\log(\rho) + (1 - \rho)(x_{t+1} - \bar{x}) \ ,$$

with $\rho \equiv 1/\big(1 + \exp(\bar{x})\big)$, such that $\log\big(1 + \exp(\bar{x})\big) = \log(1/\rho) = -\log(\rho)$, $\exp(\bar{x}) = 1/\rho - 1$, $\exp(\bar{x})/\big(1 + \exp(\bar{x})\big) = \rho(1/\rho - 1) = 1 - \rho$. With the help of the transformation $\bar{x} = \log\big(\exp(\bar{x})\big) = \log(1/\rho - 1)$, this expression can further be simplified to:

$$f(x_{t+1}) \approx k + (1 - \rho)x_{t+1}$$

with

$$k \equiv -\log(\rho) - (1 - \rho)\log(1/\rho - 1) \ .$$

The logarithmic stock return can thus be approximated as:

$$h_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)d_{t+1} - p_t \ , \tag{A2.5}$$

with $\rho \equiv 1/\big(1 + \exp(\overline{d - p})\big)$; $\overline{d - p}$ is the sample mean of the log dividend yield. Equation (A2.5) now establishes a loglinear relation between stock returns, stock prices and dividends which can be used more easily for regression purposes. A comparison of the exactly (A2.1) and approximately (A2.5) calculated stock returns reveals no significant differences between both measures applied to the data set used in this study.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-49733-1 | Generated on 2025-10-31 03:55:51
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/