

Zinsniveau, Geldpolitik und Inflation*

Von Jürgen Siebke und Manfred Willms, Kiel

I. Geldpolitik und Zinsniveau

Das Zinsniveau wird als ein entscheidender Maßstab für die Beurteilung der monetären Entwicklung und die Auswirkungen geldpolitischer Maßnahmen verwendet. Theoretiker und Praktiker interpretieren ein steigendes oder relativ hohes Zinsniveau allgemein als kontraktive Geldpolitik und Perioden fallender oder relativ niedriger Zinssätze als expansive Geldpolitik.

Dieser Auffassung liegt die in fast allen makroökonomischen Lehrbüchern dargestellte Liquiditätspräferenztheorie des Zinses von *Keynes* zugrunde. Nach der Liquiditätspräferenztheorie erhöht eine expansive Geldpolitik, etwa durchgeführt im Sinne der klassischen Offenmarktpolitik — bei der die Zentralbank aus eigener Initiative am offenen Markt Staatsschuldtitel kauft —, die in der Wirtschaft vorhandene Geldmenge. Damit die Wirtschaftseinheiten bereit sind, die zusätzliche Geldmenge aufzunehmen, muß sich eine der Bestimmungsgrößen der Geldhaltung ändern. Das ist nach der Liquiditätspräferenztheorie der Zins, da dieser die Opportunitätskosten der Kassenhaltung repräsentiert. Wenn diese Kosten sinken, dann sind auch die Wirtschaftseinheiten bereit, die erhöhte Geldmenge zu halten.

Warum wird nun die durch die Zentralbank herbeigeführte Zinssenkung als expansive Geldpolitik angesehen? Offensichtlich weil davon ausgegangen wird, daß eine Zinssenkung das Ausgabenverhalten der Wirtschaftseinheiten beeinflußt. Eine Zinssenkung veranlaßt die Wirtschaftseinheiten, zusätzliche Kredite aufzunehmen und ihre Investitions- und Konsumausgaben zu erhöhen.

* Eine erweiterte Fassung dieses Aufsatzes wurde im Rahmen eines Seminars des Instituts für das Spar-, Giro- und Kreditwesen an der Universität Hamburg vorgetragen. Die Verfasser danken dem Direktor des Instituts, Professor W. Ehrlicher, sowie seinen Mitarbeitern N. Euba, H. H. Francke und D. Kath für einige Verbesserungsvorschläge.

Im Zuge der geschilderten geldpolitischen Aktion findet eine gleichzeitige Veränderung von drei monetären Größen statt: eine Erhöhung der Geldmenge, eine Senkung des Zinssatzes und eine Ausdehnung des Kreditvolumens. Es ist richtig, bei der skizzierten Richtungsänderung der drei monetären Variablen von einer expansiven Geldpolitik zu sprechen. Es ist jedoch falsch, allein den Zinssatz zu betrachten und seine Senkung als Indiz einer expansiven Geldpolitik anzusehen.

Der Zinssatz ist der Preis für Kredit und nicht für Geld. Der Preis des Geldes entspricht seiner Kaufkraft. Wird jedoch vom Zins gesprochen, dann muß der Kreditmarkt betrachtet werden. Die Höhe des Zinses wird auf dem Kreditmarkt bestimmt. Der Zinssatz unterliegt daher den Gesetzmäßigkeiten von Angebot und Nachfrage auf diesem Markt. Er kann wie der Preis auf jedem anderen Markt sowohl bei einer Erhöhung des Angebots als auch bei einem Rückgang der Nachfrage sinken. Folglich ist ein sinkender Zinssatz sowohl mit einer Ausdehnung als auch mit einer Reduzierung des Kreditvolumens vereinbar. Ebenso ist ein steigender Zinssatz mit einer Ausdehnung oder einer Verringerung des Kreditvolumens vereinbar. Da mit der Kreditschöpfung auch die Geldschöpfung bestimmt ist, gilt das gleiche für die Geldmenge. Auch die Geldmenge kann sowohl bei sinkendem als auch bei steigendem Zins wachsen oder zurückgehen.

Diese Ausführungen zeigen, daß die Zusammenhänge zwischen Geldmenge, Kreditvolumen und Zins offenbar komplizierter sind, als es in der Darstellung der Liquiditätspräferenztheorie zum Ausdruck kommt. Die Liquiditätspräferenztheorie kann nämlich lediglich die kurzfristige Wirkung der Geldpolitik erklären. Die Geldpolitik hat jedoch neben dem kurzfristigen Effekt auch einen langfristigen Effekt. Während das Zinsniveau bei einer Ausdehnung der Geldmenge kurzfristig sinkt, wird es langfristig wieder angehoben. Die erste Auswirkung geht auf den Liquiditätseffekt, die zweite auf den Einkommenseffekt zurück. Der Liquiditätseffekt beeinflusst über ein sinkendes Zinsniveau die Investitions- und Konsumausgaben und löst dadurch den Einkommenseffekt aus. Der Einkommenseffekt erfaßt also die Wirkung der durch die Geldpolitik herbeigeführten Einkommensänderung auf das Zinsniveau. Er beeinflusst das Zinsniveau positiv bei einer expansiven Geldpolitik und negativ bei einer kontraktiven Geldpolitik.

Ist z. B. das hohe Zinsniveau in der Bundesrepublik Deutschland im Jahre 1971 auf den Liquiditätseffekt einer kontraktiven Geldpolitik oder den Einkommenseffekt einer expansiven Geldpolitik zurückzuführen

ren? Oder ist das traditionell hohe Zinsniveau in einigen südamerikanischen Staaten das Ergebnis einer permanent restriktiven Geldpolitik? Die Antwort auf beide Fragen ist offensichtlich „nein“. In den ersten neun Monaten des Jahres 1971 wuchs die Geldmenge, definiert als Bargeld und Sichteinlagen in Händen des Publikums, in der Bundesrepublik gegenüber dem Vorjahr mit einer durchschnittlichen Rate von über 11 %. Dies ist sicherlich nicht als kontraktive Geldpolitik zu bezeichnen. Der Liquiditätseffekt kommt somit zur Erklärung des hohen Zinsniveaus nicht in Frage. Auf der anderen Seite ist die Expansion des realen Einkommens in der Bundesrepublik im Jahr 1971 auf 2,8 % zurückgefallen. Damit entfällt auch der Einkommenseffekt zur Erklärung des hohen Zinsniveaus. Ähnlich verhält es sich mit den südamerikanischen Staaten. Bei der sehr hohen Wachstumsrate der Geldmenge und der relativ geringen Wachstumsrate des Realeinkommens kann dort das hohe Zinsniveau weder durch den Liquiditätseffekt noch durch den Einkommenseffekt erklärt werden.

Es muß also neben den beiden genannten Effekten mindestens noch einen weiteren Effekt geben, der auf die Zinshöhe einwirkt. Dies ist der Preiserwartungseffekt. Der Preiserwartungseffekt erfaßt den Einfluß der von Kreditgebern (Sparern) und Kreditnehmern (Investoren) in der Zukunft erwarteten, also antizipierten Veränderungsrate des Geldwertes auf den Zins. Die Erkenntnis, daß die erwartete Veränderung des Geldwertes das Zinsniveau mit beeinflußt, ist nicht neu. Die klarste Formulierung dieses Zusammenhanges geht bereits auf den amerikanischen Ökonomen Irving *Fisher* zurück. In seinen zu Beginn des Jahrhunderts gemachten Untersuchungen zerlegt *Fisher* den beobachteten, nominellen Zins in zwei Komponenten: in den Realzins und in die antizipierte Inflationsrate. Hierbei wird der jeweils am Kreditmarkt herrschende Zins als Summe aus Realzins und antizipierter Inflationsrate angesehen. Die erwartete Inflationsrate ist damit als weitere Bestimmungsgröße des Zinsniveaus zu berücksichtigen.

In der vorliegenden Untersuchung werden die drei wichtigsten, das Zinsniveau beeinflussenden Effekte zunächst theoretisch einzeln dargestellt. Anschließend wird das Zusammenwirken aller drei Effekte aufgezeigt. Im letzten Teil der Untersuchung erfolgt eine quantitative Schätzung der einzelnen Effekte für die Bundesrepublik. Hierbei wird allein der langfristige Zins zugrunde gelegt. Zur ökonometrischen Berechnung des Einflusses der Preiserwartungen auf das Zinsniveau werden das *Almon*-Verfahren und das *Koyck*-Verfahren verwendet.

II. Die einzelnen Bestimmungsgründe des Zinsniveaus

1. Der Liquiditätseffekt (Keynes-Effekt)

Die erste und in der Regel auch als selbstverständlich gehaltene Antwort auf die Frage, wie eine expansive Geldpolitik auf das Zinsniveau wirkt, lautet: Das Zinsniveau sinkt. Grundlage dieser Argumentation ist *Keynes'* Analyse des Zusammenhanges der wichtigsten makroökonomischen Größen¹; eine Analyse, die in jedem makroökonomischen Lehrbuch zu finden ist². Darum soll hier auch zur Unterscheidung gegenüber anderen Bestimmungsgründen des Zinsniveaus immer dann von einem *Keynes-Effekt* gesprochen werden, wenn davon ausgegangen wird, daß eine expansive Geldpolitik die Zinsen herabdrückt. Genauer gesagt, ist dieser Effekt Ausdruck der von *Keynes* postulierten Bestimmungsgründe der Liquiditätspräferenz der Wirtschaftssubjekte, also der Determinanten der Geldnachfrage³. Daher auch die Bezeichnung: Liquiditätseffekt.

Ausgangspunkt der Betrachtung sei ein Gleichgewicht, das dadurch gekennzeichnet ist, daß die Wirtschaftssubjekte bei dem herrschenden Zinsniveau gerade die Geldmenge zu halten wünschen, die tatsächlich vorhanden ist. Es existieren in dieser Situation keine Anreize für die Wirtschaftssubjekte, ihre Vermögensstruktur zugunsten oder zuungunsten der Kassenhaltung umzustrukturieren. Will nun die Zentralbank beispielsweise im Zuge einer expansiven Offenmarktpolitik die Geldmenge erhöhen, muß sie die privaten Wirtschaftseinheiten dazu bringen, daß diese in ihrem Portefeuille festverzinsliche staatliche Wertpapiere gegen Geld substituieren.

Die Zentralbank wird als zusätzlicher Nachfrager⁴ am offenen Markt für Wertpapiere die Kurse herausdrücken. Diese Entwicklung ist identisch mit einer sinkenden Effektivverzinsung dieser Papiere. Der Kurs-

¹ J. M. *Keynes*, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London 1936.

² Im deutsch-sprachigen Raum ist hier als Beispiel zu nennen: E. *Schneider*, Einführung in die Wirtschaftstheorie, Teil III, verschiedene Auflagen. Repräsentativ für die zahlreichen amerikanischen Lehrbücher sei das weitverbreitete Werk von G. *Ackley* genannt: *Macroeconomic Theory*, New York 1961.

³ J. M. *Keynes*, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Chapter 13.

⁴ Das bestehende Gleichgewicht impliziert nicht, daß keine Nachfrager und Anbieter von Wertpapieren am offenen Markt auftreten. Tatsächlich finden Käufe und Verkäufe statt, doch stimmen bei dem herrschenden, stabilen Zinsniveau Käufer- und Verkäuferwünsche überein. Gesamtwirtschaftlich existiert keine Überschufnachfrage bzw. kein Überschufangebot.

anstieg gibt einigen Wirtschaftseinheiten den Anreiz, Wertpapiere aus ihrem Portefeuille abzustoßen, weil sie damit einen Kursgewinn realisieren. Die Zentralbank erwirbt diese Titel, indem sie mit dem Gelde zahlt, daß sie selber schaffen kann. Die Zentralbankgeldmenge, auch Geldbasis⁵ genannt, ist gewachsen. Von der Verzinsung her gesehen, sind nunmehr alle Wirtschaftssubjekte zusammen bereit, freiwillig eine größere Kasse zu halten, weil die Opportunitätskosten der Kassenhaltung gesunken sind. Diese Opportunitätskosten liegen in dem Ertrag, der aus alternativen Vermögensanlagen gewonnen werden kann; im vorliegenden Fall in dem Zinseinkommen aus festverzinslichen Wertpapieren.

Der Druck auf die Rendite an den Wertpapiermärkten greift auf die anderen Zinssätze über. Die Ausdehnung der Geldbasis läßt Zentralbankgeld in den Banksektor strömen, da dieses Geld von den Wertpapierkäufern ja nicht — jedenfalls nur zu einem geringen Teil — in der Geldbörse aufbewahrt wird. Das Basisgeld fließt bereits unmittelbar in den Banksektor, wenn die Banken selbst die Verkäufer von Wertpapieren sind. Die Kreditinstitute bauen die damit entstehende Überschußreserve ab, indem sie ihr Kreditangebot ausweiten. Ihr Kreditvolumen können sie aber nur erhöhen, wenn sie geringere Zinsen verlangen.

Natürlich soll der aufgezeigte Zusammenhang nicht zum Ausdruck bringen, daß jede absolute Geldmengenvermehrung eine Zinssenkung herbeiführt. Bislang handelte es sich um eine komparativ-statische Betrachtung, bei der alle anderen ökonomischen Daten unverändert blieben. Der Wirklichkeit mehr angenähert, läßt sich das Ganze auch dynamisch darlegen. Dynamisch heißt, daß tatsächlich die Geldmenge mehr oder minder stetig in einer wachsenden Wirtschaft ansteigt. Der Einfachheit halber sei angenommen, daß die Geldmenge mit einer konstanten Wachstumsrate zunimmt und diese Wachstumsrate der des Sozialproduktes entspricht. Weiter sei vorausgesetzt, daß die Einkommens-Umlaufgeschwindigkeit des Geldes unverändert bleibt. Dann bleibt nach der einfachen Quantitätstheorie auch das Preisniveau stabil. Und weiter kann dann davon ausgegangen werden, daß in diesem dynami-

⁵ Zur Begriffsbestimmung von Geldbasis und Geldmenge und zur quantitativen Beziehung zwischen beiden Größen in der Bundesrepublik siehe J. Siebke und M. Willms, Das Geldangebot in der Bundesrepublik Deutschland. Eine empirische Untersuchung für die Periode 1958 - 1968. Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, 126. Band (1970), S. 55 - 75.

schen Gleichgewicht mit konstanten Wachstumsraten in der Geldmenge und im Sozialprodukt das Zinsniveau unverändert bleibt. Die Frage lautet nunmehr: wie verhält sich das Zinsniveau, wenn die geldpolitischen Instanzen die bislang vorherrschende Wachstumsrate der Geldversorgung plötzlich anheben⁶, z. B. von einem bisherigen Niveau von 5 % auf 7 %?

Diese Fragestellung läßt sich auch in die folgende Form kleiden: Was geschieht mit dem Zinsniveau, wenn die Erhöhung der Geldmenge voll in den Preisen durchschlägt, wenn also in dem vorliegenden Beispiel infolge der Geldexpansion von 2 % das Preisniveau um 2 % steigt? In diesem Fall wird die Ausdehnung der Geldmenge von den Wirtschaftssubjekten dazu verwendet, und eben aus diesem Grund dann auch gehalten, um das nominell erhöhte Transaktionsvolumen zu bewältigen. An der realen Kassenhaltung, also an der Kaufkraft der gesamtwirtschaftlichen Geldmenge ändert sich nichts. Werden aber Geldmenge, Preisniveau und damit auch das Nominaleinkommen lediglich um den gleichen multiplikativen Faktor aufgebläht, ändert sich von der realen Seite der Wirtschaft aus betrachtet nichts an dem vorher beschriebenen Gleichgewicht. Dann bleibt auch das Zinsniveau unverändert.

Dieses Ergebnis kommt zustande, wenn bei einer proportionalen Änderung von Geldmenge und Preisniveau die Wirtschaftssubjekte erkennen, daß sich die wirtschaftlichen Größen lediglich nominell geändert haben, ihre eigene realwirtschaftliche Lage davon aber unberührt bleibt. Man sagt dann auch, die Wirtschaftssubjekte sind frei von Geldillusion. Unterliegen die Wirtschaftssubjekte nicht der Geldillusion, dann werden sie — unter sonst gleichbleibenden Umständen — bei Preisniveauänderungen ihre nominelle Kassenhaltung proportional der Preisentwicklung anpassen, um die Kaufkraft der von ihnen angestrebten Geldbestände aufrechtzuerhalten. Wenn demnach das Preisniveau P neben dem Zins i als Argument (Bestimmungsgrund) in die Geldnachfragefunktion M

$$(1) \quad M = f(i, P, x)$$

aufgenommen wird — und x stehe für die bislang nicht besprochenen Determinanten der Kassenhaltung —, dann kann Funktion (1) auch geschrieben werden als

$$(2a) \quad M = \varphi(i, x) \cdot P$$

⁶ Vgl. M. Friedman, Factors Affecting the Level of Interest Rates, in: Savings and Residential Financing, Conference Proceedings, Chicago, Ill. 1968, S. 15 f.

oder

$$(2b) \quad \frac{M}{P} = \varphi(i, x)^7$$

Die Liquiditätspräferenz ist dann nicht einfach eine Relation zwischen dem Zins und der Kassenhaltung, sondern exakter: zwischen Zins und der Nachfrage nach realer Kasse. Verändert sich jetzt mit der Geldmenge das Preisniveau um den gleichen Prozentsatz, bleibt die gewünschte relevante — weil reale — Kassenhaltung konstant und damit das herrschende Zinsniveau erhalten.

Damit ergibt sich eine entscheidende Einschränkung für das Wirksamwerden des Liquiditätseffektes: Er tritt nur auf, wenn mit der Änderung der Geldmenge nicht sofort die Preise reagieren. Diese Annahme stimmt mit den empirischen Beobachtungen überein. Dann darf davon gesprochen werden, daß, zumindest in kurzer Sicht, eine Änderung der Geldpolitik einen Liquiditätseffekt hat.

Doch muß auch diese Aussage noch einmal eingeschränkt werden. Ein ausgeprägter Liquiditätseffekt ist nur zu erwarten, wenn die Änderung der Geldmenge für die Wirtschaftssubjekte unerwartet kommt. Dann werden die Wirtschaftssubjekte am ehesten die Geldmenge zunächst durch Vermögensdispositionen absorbieren. Je erwarteter die Richtungsänderungen der Geldpolitik sind, desto wahrscheinlicher wird es, daß die Wirtschaftseinheiten nicht ihre Vermögenslage berührt sehen, sondern mit Preisänderungen rechnen. Dann werden die Ausgaben für Güter und Dienstleistungen verstärkt. Die erwarteten Preissteigerungen werden tatsächlich herbeigeführt und der Liquiditätseffekt wird abgeschwächt.

2. Der Einkommenseffekt (Wicksell-Effekt)

Der Liquiditätseffekt sorgt dafür, daß eine expansive Geldpolitik das Zinsniveau herabdrückt. Sinkende Zinsen aber regen die Investitionstätigkeit an. Die Ausdehnung des Investitionsvolumens erhöht das Sozialprodukt. Mit höherem Einkommen und Ausgabenvolumen benötigen die Wirtschaftssubjekte eine größere Kassenhaltung. Das ist das Transaktionsmotiv unter den Bestimmungsgründen der Geldnachfrage⁸.

⁷ Liegt keine Geldillusion vor, ist die Nachfragefunktion (1) mithin linear-homogen in dem Argument P . Zur Spezifizierung von x und der Linear-Homogenität siehe Anmerkung 9.

⁸ J. M. Keynes, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London 1936, Chapter 13.

Aus diesem Motiv heraus wird mit steigendem Einkommen die Nachfrage nach Geld wachsen.

Die in der Nachfragefunktion (1) recht global aufgenommene Determinante x läßt sich nunmehr spezifizieren: Sie repräsentiert das Einkommensniveau oder Sozialprodukt Y :

$$(3) \quad M = f(i, P, Y)$$

Hierbei sei Y in nominellen Größen gemessen. Sind die Wirtschaftssubjekte frei von Geldillusion, dann werden sie beispielsweise bei einer gleichzeitigen Verdoppelung von Preisniveau und Nominaleinkommen auch ihre nominelle Kassenhaltung verdoppeln wollen. Damit geht die Nachfragefunktion (3) über in⁹:

$$(4a) \quad M = \varphi\left(i, \frac{Y}{P}\right) \cdot P$$

$$(4b) \quad \frac{M}{P} = \varphi\left(i, \frac{Y}{P}\right)$$

Die reale Kassenhaltung ist also eine Funktion des Realeinkommens und des Zinses.

Der Einfluß, der neben dem Liquiditätseffekt von dem realwirtschaftlichen Sektor der Wirtschaft auf das Zinsniveau ausgeht, soll in dem bekannten *IS-LM*-Diagramm dargestellt werden. In Abbildung 1 beschreibt die *IS*-Kurve das güterwirtschaftliche Gleichgewicht. Sie gibt alle Kombinationen von Zinssatz i und realem Sozialprodukt $\frac{Y}{P}$ wieder, bei denen das Angebot an Gütern und Dienstleistungen gerade der nachgefragten Menge ist. Die *LM*-Kurve beschreibt das Gleichgewicht am Geldmarkt. Sie gibt alle Kombinationen von Zinssatz und realem Sozialprodukt wieder, bei denen die von den Wirtschaftssubjekten angestrebte Kassenhaltung gerade dem Geldangebot entspricht. Gleichge-

⁹ In der mathematischen Ausdrucksweise ist die Nachfragefunktion (3) linear-homogen in den Argumenten P und Y ; d. h. für Gleichung (3) gilt

$$\lambda \cdot M = \varphi(i, \lambda P, \lambda Y)$$

Man setze $\lambda \cdot M = \frac{1}{P}$ und erhält

$$\frac{M}{P} = \varphi\left(i, 1, \frac{Y}{P}\right)$$

oder

$$\frac{M}{P} = \varphi\left(i, \frac{Y}{P}\right)$$

wicht auf beiden Märkten, also auf dem Gütermarkt und zugleich auf dem Geldmarkt, herrscht bei Vorliegen der Kurve LM_0 nur im Punkte G_0 . Eine expansive Geldpolitik verschiebt die LM -Kurve nach rechts, in Figur 1 nach LM_1 . Das neue Gleichgewicht liegt im Schnittpunkt G_2 : Gegenüber der Ausgangslage ist nunmehr das Zinsniveau gesunken und fällt das reale Sozialprodukt höher aus. Will man den Liquiditätseffekt und den Einkommenseffekt unterscheiden, muß die komparativ-statistische Analyse von Abbildung 1 um eine zeitliche Betrachtung ergänzt werden. Unmittelbar mit der Ausdehnung der Geldmenge reagiert nur der Zinssatz. Das Güterangebot bleibt konstant. Der Zins sinkt auf das durch i_1 gegebene Niveau. Das ist der Liquiditätseffekt. Mit der Zinssenkung werden die Investitionen angeregt. Nunmehr beginnt das Sozialprodukt zu steigen, aber auch der Zinssatz. Das System bewegt sich auf das durch die IS -Kurve und die neue LM_1 -Kurve gegebene Gleichgewicht G_2 zu. Das wäre dann der Einkommenseffekt. Das alte Zinsniveau wird bei dieser Konstellation nicht erreicht.

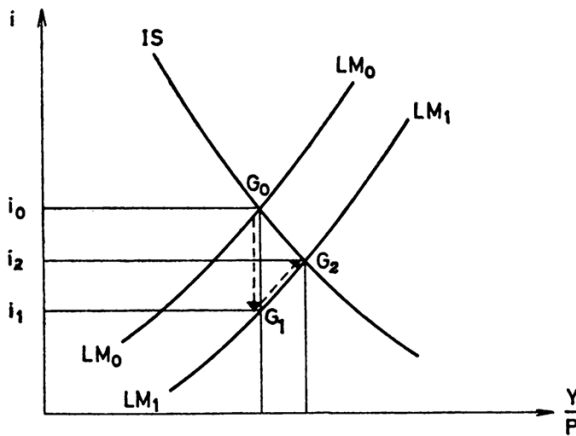


Abbildung 1

Es wird nicht erreicht, weil sich die Volkswirtschaft — ganz in der keynesianischen Tradition — in der Ausgangslage nicht in einem Gleichgewicht bei Vollbeschäftigung befindet. Da freie Ressourcen vorhanden sind, schlägt sich die hervorgerufene Ausdehnung der Investitionsnachfrage in einem realen Wachstum nieder. Ist G_0 in Abbildung 1 ein Vollbeschäftigungs-Gleichgewicht, dann wird nur eine nominelle Änderung des Sozialprodukts ausgelöst. Infolge der Preissteigerung verschiebt sich

die Kurve des Geldmarktgleichgewichts solange nach links, bis wieder der Punkt G_0 und damit das ursprüngliche Zinsniveau i_0 erreicht ist. Diese vollkommene Anpassung über den Preis entspricht aber eher dem klassischen System und den Ansichten der Quantitätstheoretiker.

Der Einkommenseffekt selbst geht auf *Wicksell*¹⁰ zurück. Auch bei *Wicksell* läuft der Einkommenseffekt über die Preisentwicklung ab. Doch liegt der Unterschied zu *Keynes* in einem anderen Punkt. Bei *Keynes* findet sich keine Beschreibung einer zeitlichen Zinsentwicklung, etwa der Verbindung von kurzfristigen und mittelfristigen Auswirkungen der Geldpolitik. Sein System ist statisch und erlaubt nur Aussagen über die Verschiebungen von Gleichgewichtslagen, etwa von Punkt G_0 nach G_2 in Abbildung 1. *Wicksell's* Analyse der Bestimmungsgründe des Zinses ist dynamisch. Im Mittelpunkt steht die Unterscheidung von natürlichem Zins und Marktzins. Der natürliche Zins ist jener Zins, bei dem die Nachfrage nach Darlehenskapital (Investitionsmittel) mit dem Angebot an Kapitalmitteln (Sparen) übereinstimmt. Beide finanziellen Kategorien werden bei *Wicksell* in realen Größen gemessen.

Erhöht die Zentralbank das Geldangebot, sind die Banken in der Lage, neue Kredite zu schöpfen. Damit wird das gesamte Angebot an Darlehensmitteln über jenes durch das zinsabhängige Sparen gegebene Potential hinaus ausgedehnt. Es sinkt der Marktzins, der durch dieses gesamtwirtschaftliche Angebot und die Nachfrage nach Darlehensmitteln bestimmt wird: Denn nur, wenn die Banken ihre Zinsforderungen für ihre Kreditgewährung reduzieren, können sie auch ihr Kreditvolumen ausdehnen. Nur im Gleichgewicht stimmen natürlicher Zins und Marktzins überein. Infolge der expansiven Geldpolitik ist der Marktzins unter den natürlichen Zins gesunken. Die entstandene Zinsspanne wird von einer Kreditexpansion begleitet. Die Ausdehnung des Kreditvolumens setzt einen wirtschaftlichen Aufschwung in Gang, der bei *Wicksell* in erster Linie in Preissteigerungen einmündet. Preissteigerungen senken den Realwert der Kassenhaltung und damit auch das reale Angebot an Darlehensmitteln. Da die realen Größen am Kapitalmarkt den Zins bestimmen, beginnt infolge der Reduzierung der Angebotsseite der Marktzins wieder zu steigen. Er steigt solange, bis er mit dem natürlichen Zins zusammenfällt. Solange eine bestimmte Zinsspanne vorliegt,

¹⁰ K. *Wicksell*, Geldzins und Güterpreise, Jena 1898, insbesondere Kapitel VII. bis IX. *Wicksell* selber griff auf die Gedanken von *Thorton* zurück. H. *Thorton*, An Inquiry Into the Nature and Effects of the Paper Credit of Great Britain, London 1802:

werden im Kreditvolumen und in der Geldversorgung Entwicklungen ausgelöst, die über die Preise den Zinsunterschied wieder zum Verschwinden bringen.

Während in der dynamischen Interpretation des eigentlichen keynesianischen Systems der Zins nach einer expansiven Geldpolitik nicht auf sein ursprüngliches Niveau zurückkehrt, gleicht er sich bei *Wicksell* dem natürlichen Zins, der die Ausgangslage markierte, wieder an. Der Unterschied liegt darin, daß bei *Keynes* über die Zinssenkung ein Wachstum im realen Sozialprodukt induziert wird, während bei *Wicksell* die monetäre Entwicklung stets solange anhält, bis ein Gleichgewicht über die Preise wiederhergestellt ist.

Dieser Mechanismus erklärt die Beobachtung, daß in vielen Ländern selbst über lange Zeiträume zu beobachten ist, daß der nominelle Zins und das Preisniveau sich in dieselbe Richtung bewegen. Diese Beobachtung wurde vor allem von *Gibson* unterstrichen. *Keynes* prägte deshalb auch die Bezeichnung des *Gibson-Paradoxons* für dieses Phänomen¹¹.

Das Bestehen eines Einkommenseffektes — sei es über die reale Nachfrage oder über den Preis — widerlegt oder stellt zumindest in Frage, daß der Zins geeignet ist, die schon erwähnte Funktion eines monetären Indikators zu übernehmen. Daß die Zentralbanken auf den Zins als Indikator zurückgreifen, ist daraus zu erklären, daß sie lediglich den Liquiditätseffekt im Auge haben. Alle Änderungen im Zinsniveau müssen die Zentralbanken dann ihrem geldpolitischen Verhalten zuschreiben. Das gilt auch für solche Zinsbewegungen, die von dem realwirtschaftlichen und nicht von dem monetären Sektor getragen werden. Das aber muß zu Fehlinterpretationen monetärer Entwicklungen und zu zeitlich falsch getroffenen Maßnahmen der geldpolitischen Instanzen führen.

Ein Beispiel mag dies verdeutlichen. Um die konjunkturelle Entwicklung anzuregen, senke die Zentralbank die Mindestreservesätze. Die Geschäftsbanken dehnen daraufhin ihr Kreditangebot aus. Die Geldmenge wächst, das Zinsniveau sinkt. Die Zentralbank sieht sich in ihrer Politik — und dies richtigerweise — bestätigt. Es sei nun angenommen, daß die expansiven Maßnahmen im realwirtschaftlichen Sektor wirksam werden. Die Wirtschaftseinheiten erhöhen ihre Ausgaben. Das gilt auch

¹¹ J. M. *Keynes*, A Treatise on Money, Volume II, S. 198 - 210. A. H. *Gibson* veröffentlichte seine Beobachtungen in einer Reihe von Artikeln in *Bankers' Magazine*, vor allem vom Januar 1923 und November 1926.

für die Investitionen. Die Kreditnachfrage beginnt zu wachsen. Es kommt zu dem bekannten Einkommenseffekt. Die Zentralbank muß aufgrund ihres Indikators zu dem Schluß kommen, daß sich eine kontraktive Entwicklung anbahnt. Ergreift sie daraufhin weitere expansive Maßnahmen, ruft sie möglicherweise den Übergang des von ihr ausgelösten konjunkturellen Aufschwunges in einen inflationären Boom hervor. Wenn sich eine Aufschwungsphase ihrem Ende nähert, sinkt die Rendite auf das Realkapital. Die Ausdehnung der Kreditnachfrage verlangsamt sich. Bei unveränderter Geldversorgung beginnt der Zins zu sinken. Die geldpolitischen Instanzen glauben, daß sich eine expansive Entwicklung anbahnt. Tatsächlich wird von ihnen der konjunkturelle Wendepunkt übersehen. Das Umschalten auf eine expansive Geldpolitik wird verzögert.

3. Der Preiserwartungseffekt (*Fisher-Effekt*)

Die Beobachtung, daß das Zinsniveau und die Preisentwicklung eng und positiv miteinander korreliert sind, wurde nicht zuerst von *Gibson* gemacht. Irving *Fisher* hat sich über viele Jahre mit dem Zusammenhang zwischen Zinssätzen und dem Preisniveau befaßt¹². Dabei geht es in den Untersuchungen von *Fisher* nicht allein um die als *Gibson-Paradoxon* bezeichnete Beziehung, nach der hohe Zinsen von hohen Preisen begleitet sind (und umgekehrt). Der *Wicksell-Effekt* erklärt diese gleichlaufenden konjunkturellen Schwankungen beider Variablen.

Fisher beobachtete noch etwas anderes, das ihn dazu führte, zwischen dem nominellen und dem realen Zins zu unterscheiden. Die Zinsentwicklung folgt der Preisniveaubewegung mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung. Eine starke Korrelation besteht nun zwischen dem Zinssatz und dem gewichteten Durchschnitt der Preissteigerungsraten, die sich in den vorangegangenen Perioden eingestellt haben. Diese gewichtete Preisentwicklung der Vergangenheit ist ein Bestimmungsgrund der gegenwärtig für die Zukunft erwarteten Inflationsrate. Diese Erwartungsgröße ist ihrerseits Bestandteil des Nominalzinses der laufenden Periode.

Steigerungen des Preisniveaus, die während der Laufzeit eines Kredites eintreten, belasten den Kapitalgeber mit einem Kapitalverlust. Der

¹² I. *Fisher*, *Appreciation and Interest*, Cambridge 1896. Derselbe, *The Rate of Interest*, New York 1907. Derselbe, *The Theory of Interest*, New York 1930; deutsche Übersetzung, *Die Zinstheorie*, Jena 1932, vgl. hier vor allem Kapitel XIX, S. 327 - 366.

Kapitalgeber wird versuchen, sich gegen einen solchen Verlust abzusichern. Hat er bestimmte Vorstellungen über die zukünftige Preisentwicklung, dann wird er zusätzlich zu der von ihm als ausreichend angesehenen Realverzinsung einen Zinsaufschlag in Höhe der von ihm erwarteten Inflationsrate verlangen. Andernfalls wäre es für den Kapitalgeber günstiger, seine Ersparnisse selbst in Realkapital anzulegen oder zu konsumieren. Der nominelle Wert des Realkapitals wächst mit dem allgemeinen Preisanstieg und würde ihn damit gegen reale Einbußen absichern. Auf der anderen Seite profitiert der Kreditnehmer von der Kaufkraftentwertung, wenn er die aufgenommenen Mittel dazu verwendet, reale Vermögenswerte zu erwerben. Erwartet er Preissteigerungen, dann wird er auch bereit sein, einen Marktzins zu zahlen, der über dem realen Zins liegt. Haben Kapitalgeber und Kapitalnehmer identische Erwartungen, dann muß sich die Preissteigerungsrate voll in dem Marktzins niederschlagen. Der nominelle Zins i setzt sich deshalb bei *Fisher* aus der durchschnittlichen Realverzinsung des Realkapitals und der erwarteten Preissteigerungsrate $\left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P}\right)^e$ zusammen:

$$(5) \quad i = r + \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P}\right)^e$$

Nun haben die Marktteilnehmer keine vollständigen Informationen über die Zukunft. Die Frage ist deshalb, wie sich ihre Erwartungen bilden. Nur wenn man darüber eine Hypothese formuliert, kann man den postulierten Zusammenhang quantitativ untersuchen. Die einfachste Annahme besteht darin, daß die Wirtschaftseinheiten ihre Zukunftserwartungen an der in der Vergangenheit eingetretenen Entwicklung ausrichten. Dabei haben die Erfahrungen aus der jüngeren Vergangenheit ein stärkeres Gewicht als Preisentwicklungen in der weiter zurückliegenden Vergangenheit. Der Einfluß einer tatsächlich eingetretenen Preissteigerungsrate auf die erwartete Inflationsrate ist demnach um so größer, je näher sie an die Gegenwart heranreicht. In einer einfachen Annahme kommt man zu einer Quantifizierung der Erwartungen, wenn man den Preissteigerungsraten ein um so geringeres Gewicht w_j zuordnet, je weiter sie in der Vergangenheit zurückliegen:

$$(6) \quad \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P}\right)^e = \sum_{j=0}^{\infty} w_j \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P}\right)_{t-j}$$

$$\text{mit} \quad w_j = \lambda^j$$

$$\text{und} \quad 0 < \lambda < 1$$

Wenn eine zu stark wachsende Geldmenge einer Volkswirtschaft in steigenden Preisen mündet, werden die Wirtschaftseinheiten früher oder später diese Entwicklung realisieren. Sie gehen dann dazu über, in ihren Entscheidungen eine ähnliche Entwicklung für die Zukunft zu antizipieren. Sobald die Wirtschaftssubjekte eine Inflationsrate antizipieren, machen sie auch eine Unterscheidung zwischen nominellem und realem Zins. Das Zinsniveau reagiert dann mit einer zeitlichen Verzögerung auf die Entwicklung des Preisniveaus. Sehen die geldpolitischen Instanzen darin Anzeichen einer kontraktiven monetären Entwicklung, weil sie den Zins als Indikator heranziehen, besteht die Gefahr einer Geldmengenexpansion, die über die Erhöhung der tatsächlichen und sodann der erwarteten Inflationsrate das Zinsniveau nur noch weiter anhebt.

4. Die zeitliche Entwicklung von Nominalzins und Realzins

Für die Wirtschaftspolitik ist es wichtig zu wissen, in welchen Zeiträumen sich Liquiditäts-, Einkommens- und Preiserwartungseffekte durchsetzen. Nur dann ist sichergestellt, daß geldpolitische Maßnahmen auch zum richtigen Zeitpunkt eingesetzt werden. Eine Antwort auf diese Frage kann natürlich im wesentlichen nur aufgrund empirischer Untersuchungen gegeben werden. Dennoch sind einige theoretische Überlegungen von Nutzen¹³.

Der Liquiditätseffekt der Geldpolitik ist von relativ kurzer Dauer. Er umfaßt in der Regel nur wenige Monate. Beobachtungen für die USA zeigen, daß das Zinsniveau nach einer Beschleunigung der Geldmengenexpansion im allgemeinen für eine Periode von sechs Monaten sinkt¹⁴. Der Einkommenseffekt der Geldpolitik auf den Zins dürfte dagegen etwas länger anhalten. In den USA dauert es im Durchschnitt etwa 18 Monate bis der Zinssatz nach einer expansiven Geldpolitik wieder sein Ausgangsniveau erreicht. Der Einkommenseffekt erstreckt sich mithin über eine Periode von durchschnittlich 12 Monaten.

¹³ Zu einer komparativ-statischen Wirkungsanalyse von Liquiditäts-, Einkommens- und Preiserwartungseffekte siehe W. W. Gibson, *Interest Rates and Monetary Policy*, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 78 (1970), S. 431 bis 455.

¹⁴ Vgl. M. Friedman, *Factors Affecting the Level of Interest Rates*, in: *Savings and Residential Financing*, Conference Proceedings, Chicago, Ill. 1968, S. 21; vgl. auch M. Friedman und A. Schwartz, *Trends in Money, Income and Prices*, unveröffentlichtes Manuskript, Chicago 1968, Chapter 2.

Die von *Friedman* für die USA genannten Wirkungsverzögerungen des Liquiditätseffekts und des Einkommenseffekts der Geldpolitik auf das Zinsniveau scheinen ökonomisch plausibel zu sein. Sie sind wohl auch für andere Länder als realistisch anzusehen. Dagegen fällt es schwer, die von *Friedman* für die USA berechnete Zeitdauer für die Durchsetzung des Preiserwartungseffektes als generelle Norm zu akzeptieren. *Friedman* kommt zu dem Ergebnis, daß es beim kurzfristigen Zins etwa 10 Jahre und beim langfristigen etwa 20 Jahre dauert, bis sich der Preiserwartungseffekt voll durchgesetzt hat. Auch *Fisher*, der die Berechnung des Preiserwartungseffekts allerdings nur für den langfristigen Zins vorgenommen hat, kommt zu ähnlichen Zeitverzögerungen beim Preiserwartungseffekt¹⁵.

Sollten diese Berechnungen der ökonomischen Realität entsprechen, würde dies bedeuten, daß sich Sparer und Investoren bei der Bildung ihrer Erwartungen an ökonomischen Gegebenheiten orientieren, die sehr weit zurückliegen. Eine derartige Verhaltensweise ist möglich, wenn für lange Zeit ein stabiles Preisniveau gegeben war und der dann einsetzende Anstieg des Preisniveaus relativ gering ist. In einem solchen Fall kann es sehr lange dauern, bis die Wirtschaftseinheiten die Inflationsrate antizipieren. Es ist durchaus möglich, daß eine derartige Situation in dem von *Fisher* und *Friedman* zugrundegelegten Untersuchungszeitraum dominiert hat. Für die Zeit nach dem Zweiten Weltkrieg mit ihren zyklischen Schwankungen des Preisniveaus ist dagegen ein sich über Jahrzehnte erstreckender Einfluß des Preiserwartungseffekts auf das Zinsniveau unwahrscheinlich. Insbesondere aufgrund der verbesserten Information über die Preisniveauentwicklung ist damit zu rechnen, daß der Preiserwartungseffekt relativ schnell das Zinsniveau beeinflusst und sich der Gesamteffekt in wesentlich kürzerer Zeit als in den genannten Untersuchungen durchgesetzt hat. Die folgenden empirischen Berechnungen werden dies bestätigen.

Es bleibt nun noch der kombinierte Einfluß der drei das Zinsniveau bestimmenden Effekte auf den zeitlichen Verlauf von Realzins und

¹⁵ In einer neueren Untersuchung für die USA wird die zeitliche Verzögerung des Preiserwartungseffektes sowohl für den kurzfristigen als auch für den langfristigen Zins ebenfalls auf mehr als 20 Jahre im Durchschnitt geschätzt. Vgl. Th. J. *Sargent*, *Commodity Price Expectations and the Interest Rate*, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 89 (1969), S. 127 - 140. Zu einer detaillierten Kritik dieser Ergebnisse vgl. W. P. *Yohe* und D. S. *Karnosky*, *Interest Rates and Price Level Changes, 1952 - 69*, in: *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, Vol. 51, Nr. 12 (1969), S. 26 ff.

Nominalzins darzustellen. Ausgegangen sei hierbei von einer Gleichgewichtssituation, bei der die Wachstumsrate der Geldmenge der Wachstumsrate des realen Volkseinkommens entspricht. In Abbildung 2 ist eine Wachstumsrate der Geldmenge von jährlich 6 % angenommen. Ihr entspricht der Realzins r_0 und der Nominalzins i_0 , wobei gilt $r_0 = i_0$.

Erfolgt nun eine Erhöhung der Wachstumsrate der Geldmenge von 6 % auf 12 %, sinken aufgrund des Liquiditätseffektes sowohl der Realzins als auch der Nominalzins. Der Einkommenseffekt läßt anschließend beide Zinssätze wieder steigen. Erhöhen sich im Rahmen des Einkommenseffektes dann ebenfalls die Güterpreise, beginnen die Wirtschaftseinheiten, die Inflationsrate zu antizipieren.

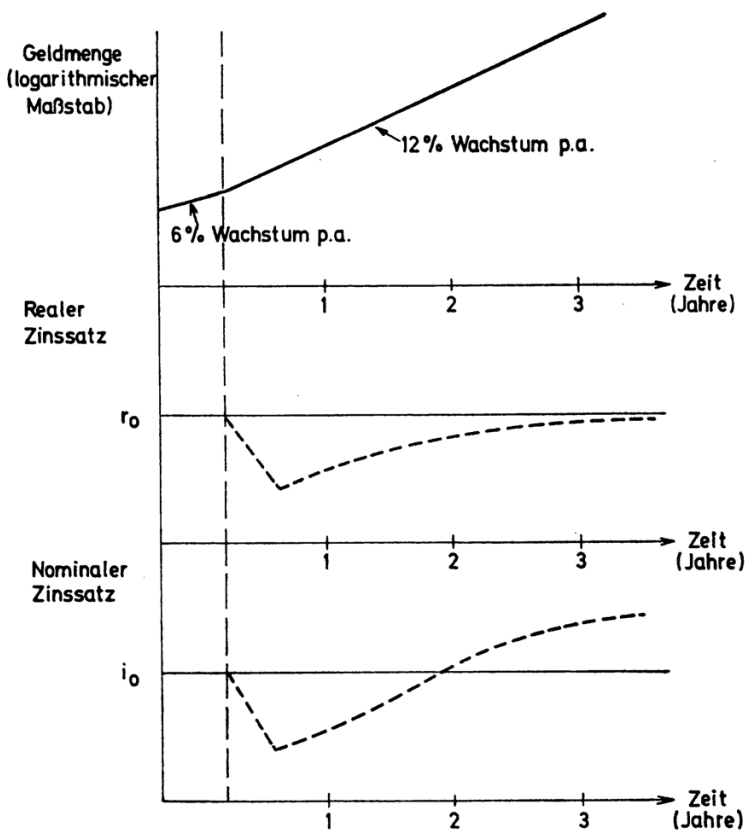


Abbildung 2

Der Realzins nähert sich wieder seinem bisherigen Gleichgewichtswert, während der Nominalzins aufgrund des Preiserwartungseffekts über das Ausgangsniveau hinaussteigt. Hält der Anstieg des Güterpreisniveaus längere Zeit an, hat der Nominalzins die Tendenz, die Inflationsrate voll zu reflektieren.

III. Die empirische Bestimmung des Zinsniveaus in der BRD¹⁶

1. Nominalzins und Preiserwartungen (*Almon-Lag*)

Um den Einfluß des Preiserwartungseffekts (*Fisher-Effekts*) auf das nominale Zinsniveau in der Bundesrepublik zu ermitteln, werden die Zinssätze in einer Regressionsanalyse mit den Veränderungsrate des Preisniveaus der gegenwärtigen und vergangener Perioden korreliert.

Die Schätzungen erfolgen unter Zugrundelegung der folgenden Funktion:

$$(7) \quad i_t = f \left[\left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t ; \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-1} ; \dots \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-n} \right]$$

Hierbei steht i für den Nominalzins, $\left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)$ für die Veränderungsrate des Preisniveaus (Inflationsrate), t stellt einen Index für die Zeitperiode dar und n bedeutet die Anzahl der betrachteten Zeitperioden.

Die Schätzungen werden nur für den langfristigen Zinssatz durchgeführt. Als langfristiger Zinssatz wird die Umlaufrendite öffentlicher Anleihen verwendet. Die Preisniveauentwicklung wird durch die Veränderungsrate des Lebenshaltungs-Preisindex repräsentiert. Um Saisonschwankungen im Lebenshaltungskostenindex auszuschalten, wird in den Regressionen dessen Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahresmonat verwendet. Der Lebenshaltungs-Preisindex wurde zur Charakterisierung der Preisniveauentwicklung ausgewählt, weil es sich hierbei um diejenige Größe handelt, die auch der öffentlichen Diskussion über die Geldwertstabilität allgemein zugrunde gelegt wird.

Die Schätzung der Regressionskoeffizienten erfolgt mit Hilfe des *Almon-Verfahrens*^{17, 18}. Die Schätzungen wurden durchgeführt für Mo-

¹⁶ Die Verfasser möchten an dieser Stelle Lothar Hübl, Technische Universität Hannover, der z. Z. an einer größeren empirischen Untersuchung zur Bestimmung des Zinsniveaus arbeitet, für die Überlassung seines Manuskripts und für wertvolle Hinweise sehr danken.

¹⁷ Das *Almon-Verfahren* gilt zur Zeit als die beste Technik zur Schätzung zeitverzögerter Abhängigkeiten zwischen ökonomischen Variablen. In-

natsdaten und Vierteljahresdaten der Periode von Januar 1960 bis Juni 1971. Den Berechnungen wurden Polynome zweiten, dritten und fünften Grades zugrundegelegt. Sämtliche berichteten Ergebnisse beziehen sich jedoch auf Polynome dritten Grades. Polynome dritten Grades wurden für die Darstellung ausgewählt, weil die zeitverzögerten Regressionskoeffizienten das auf Grund der Hypothese erwartete Vorzeichen hatten und außerdem am besten statistisch gesichert waren. Das Bestimmtheitsmaß und vor allem die Summenkoeffizienten, die den Gesamteinfluß der Preiserwartungen erfassen¹⁹, wichen dagegen bei den einzelnen Polynomen nur unwesentlich voneinander ab.

Die Berechnungen wurden für zeitverzögerte unabhängige Variablen in Halbjahresintervallen zwischen 12 und 48 Monaten durchgeführt. Hierbei zeigte sich, daß die Summenkoeffizienten zunächst bis zu Zeitverzögerungen von 24 oder 30 Monaten ansteigen, bei längeren lag-Strukturen aber wieder zurückgehen. Das Bestimmtheitsmaß verbessert sich bei lag-Strukturen von mehr als 30 Monaten nur noch geringfügig. Regressionskoeffizienten für Variablen, die mehr als 30 Monate zurückliegen, sind kaum noch statistisch signifikant. Aus diesen Gründen werden die ökonometrischen Ergebnisse nur für lag-Strukturen von 24 und 30 Monaten wiedergegeben.

Für Monatsdaten ist eine graphische Darstellung der durch die Regressionen ermittelten Schätzwerte des zeitverzögerten Einflusses von Preisniveauveränderungen auf den langfristigen Zinssatz in Abbildung 3 gegeben²⁰. Die Berechnungen zeigen, daß der langfristige Zinssatz am stärksten von Veränderungen des Preisniveaus in der jeweils jüngsten

dem dieses Verfahren eine Anpassung der Regressionskoeffizienten an Polynome n -ten Grades erlaubt, ist es in der Lage, Schätzfehler zeitverzögerter Regressionskoeffizienten zu vermeiden, die sich aufgrund einer Multikollinearität in den zeitverzögerten unabhängigen Variablen bei anderen Verfahren ergeben. Zu den Einzelheiten dieses Verfahrens vgl. Sh. *Almon*, *The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures*, *Econometrica*, Vol. 33 (1965), S. 178 - 196.

¹⁸ Die Berechnungen wurden durchgeführt auf der IBM 370/145 der Gesellschaft für Datenverarbeitung und Mathematik an der Universität Bonn. Grundlage der Berechnungen bildete das von M. R. *Norman* (Massachusetts Institut of Technology, Boston) entwickelte und von W. *Davis* (Federal Reserve Board, Washington) modifizierte Computer-Programm.

¹⁹ Zur quantitativen Beziehung zwischen Summenkoeffizienten und Preiserwartungseffekt vgl. Anmerkung 21.

²⁰ Numerisch sind die Ergebnisse der Regressionsgleichungen im Anhang wiedergegeben.

DIE BEZIEHUNG ZWISCHEN LANGFRISTIGEM ZINSSATZ
UND ZEITVERZÖGERTEN ÄNDERUNGSRATEN DES PREIS-
NIVEAUS

(ALMON-Lag, Polynom 3. Grades)

Monatszahlen 1960/1 - 1971/6

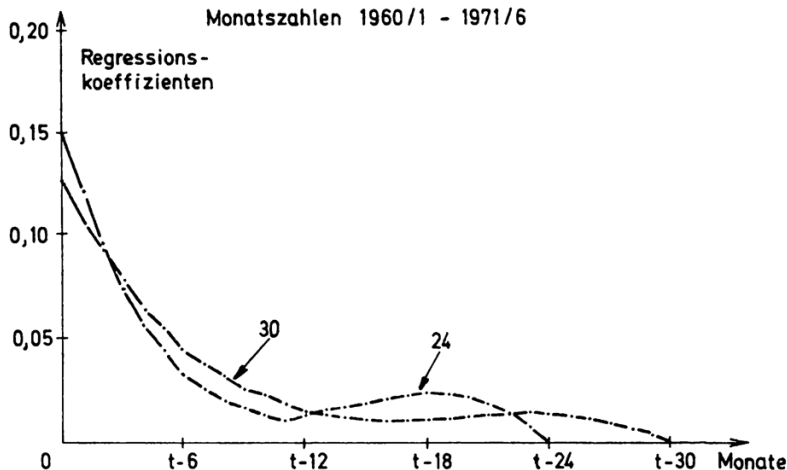


Abbildung 3

Vergangenheit beeinflusst wird. Preisniveauperänderungen, die mehr als ein Jahr zurückliegen, haben dagegen nur noch einen relativ geringen Einfluß auf das Zinsniveau. Im allgemeinen resultieren mehr als $\frac{2}{3}$ des Gesamteinflusses von Preisniveauperänderungen auf den langfristigen Zinssatz aus den Beobachtungen des jeweils vorangegangenen Jahres. Bei Zugrundelegung der Gleichung mit einer lag-Struktur von 24 Monaten zeigt sich, daß ein Anstieg der jährlichen Inflationsrate um 1 % in einem bestimmten Monat und eine anschließende Aufrechterhaltung dieser Preissteigerungsrate unter sonst gleichbleibenden Bedingungen nach 12 Monaten zu einem Anstieg des langfristigen Zinssatzes um 0,70 % führt. Nach weiteren 12 Monaten hat der gleiche Anstieg des Preisniveaus eine Erhöhung des langfristigen Zinssatzes um insgesamt 0,92 % induziert. Nach zwei Jahren haben sich also aufgrund des Preiserwartungseffekts über neun Zehntel einer längere Zeit anhaltende Inflationsrate im Nominalzins niedergeschlagen. Mit anderen Worten: hält eine Geldentwertung für einige Zeit an, ist der Nominalzins nach etwa zwei Jahren um mehr als neun Zehntel der Inflationsrate höher als der Realzins²¹.

²¹ Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, daß der mittels der Regressionen errechnete Summenkoeffizient, der den Gesamteinfluß des Preiserwartungs-

Außer mit Monatsdaten wurden die gleichen Regressionen mit Vierteljahresdaten, die als Durchschnitte von jeweils drei Monatswerten berechnet sind, durchgeführt. Die geschätzten Regressionskoeffizienten dieser Gleichungen mit lag-Strukturen von 6, 8 und 10 Quartalen sind in Abbildung 4 aufgezeigt.

DIE BEZIEHUNG ZWISCHEN LANGFRISTIGEM ZINSSATZ
UND ZEITVERZÖGERTEN ÄNDERUNGSRATEN DES PREIS-
NIVEAUS
(ALMON-Lag, Polynom 3. Grades)
Vierteljahreszahlen 1960 / I - 1971 / II

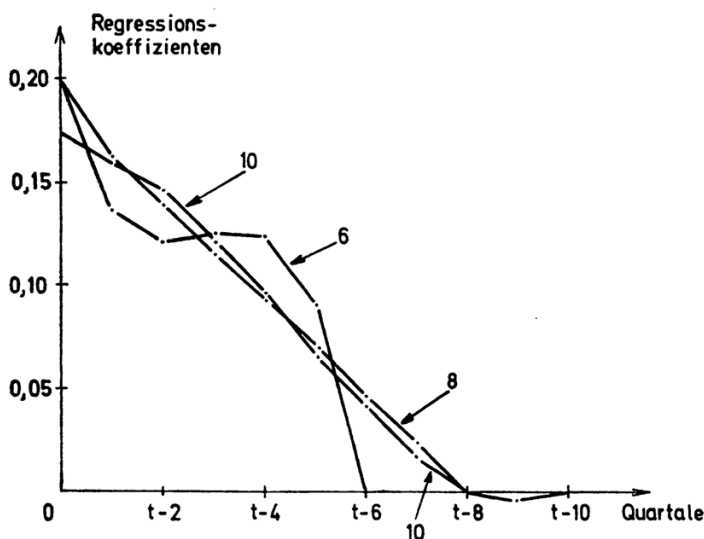


Abbildung 4

Die Verteilung der Regressionskoeffizienten bei Vierteljahresdaten ist ähnlich wie bei Monatsdaten. Damit ergeben sich auch ähnliche Ergeb-

effekte auf das Zinsniveau an, nicht größer als 1 sein darf. Der Grund hierfür ist, daß der Preiserwartungseffekt das Zinsniveau aufgrund der Hypothese maximal nur im Ausmaß der Inflationsrate erhöhen kann. Bei den durchgeführten Berechnungen ergab sich stets ein Summenkoeffizient von kleiner als 1. Dieses Ergebnis ist zugleich eine Bestätigung der zugrundegelegten Hypothese.

nisse in bezug auf die zeitliche Wirkung des Preiserwartungseffekts. Auch bei Verwendung aggregierter Daten deuten die Schätzungen darauf hin, daß sich $\frac{2}{3}$ des Gesamteffekts einer antizipierten Erhöhung des Preisniveaus auf den langfristigen Zinssatz innerhalb eines Jahres durchgesetzt haben. Allerdings ist der Gesamteffekt jeweils etwas niedriger. Nach den Schätzungen mit Vierteljahresdaten erhöht eine anhaltende Steigerung der Inflationsrate von 1 % den langfristigen Zinssatz nach 8 Quartalen um insgesamt 0,86 %, während der Gesamteffekt unter Zugrundelegung von Monatsdaten im gleichen Zeitraum zu einer Steigerung des Zinssatzes um 0,92 % führt. Diese außerordentlich geringe Abweichung der Ergebnisse, die mit der Aggregation der Daten zusammenhängt, bietet neben den üblichen statistischen Prüfmaßen eine zusätzliche Bestätigung dafür, daß die geschätzten lag-Strukturen realitätsnah sind²².

Die Struktur der geschätzten zeitverzögerten Regressionskoeffizienten bestätigt die adaptive Erwartungshypothese sowohl bei Zugrundelegung von Monatsdaten als auch bei Verwendung von Vierteljahresdaten. Die adaptive Erwartungshypothese geht davon aus, daß das Verhalten der Wirtschaftseinheiten am stärksten von den Erfahrungen der jüngeren Vergangenheit geprägt wird. Im Gegensatz hierzu steht die Hypothese, daß sich das Verhalten der Wirtschaftseinheiten jeweils an Erfahrungen ausrichtet, die in ähnlichen aber weiter zurückliegenden Situationen gemacht wurden.

Die für die Bundesrepublik Deutschland gewonnenen Ergebnisse kommen in dieser Hinsicht empirischen Ergebnissen sehr nahe, die vor kurzem für die Vereinigten Staaten und Kanada ermittelt wurden²³. In beiden Ländern ergab sich eine mittlere Wirkungsverzögerungszeit

²² Dies gilt um so mehr, als theoretische Überlegungen dazu führen, daß aus der zeitlichen Aggregation von Daten erhebliche Abweichungen resultieren können. Vgl. Y. *Mundlak*, Aggregation over Time in Distributed Lag Models, in: *International Economic Review*, Vol. 2 (1961), S. 154 - 163. Vgl. auch die in diesem Zusammenhang interessante empirische Untersuchung von W. R. *Bryan*, Bank Adjustments to Monetary Policy: Alternative Estimates of the Lag, in: *American Economic Review*, Vol. LVI (1967), S. 855 - 864.

²³ Vgl. W. P. *Yohe* und D. S. *Karnosky*, Interest Rates and Price Level Changes, 1952 - 69, in: *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, Vol. 51, Nr. 12 (1969), S. 18 - 38. J. *Carr* und L. B. *Smith*, Money Supply, Interest Rates and the Yield Curve, Working Paper Nr. 7015, Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy, University of Toronto, Toronto, Kanada 1970.

für den Einfluß der Preisniveauentwicklung auf das Zinsniveau von 10 bis 11 Monaten²⁴. Für die Bundesrepublik ergibt sich sowohl bei Verwendung von Monatsdaten als auch bei Verwendung von Vierteljahresdaten eine mittlere Wirkungsverzögerungszeit von 6 bis 7 Monaten.

2. Preiserwartungen in einem erweiterten Modell (Almon-Lag)

Bisher wurde empirisch ausschließlich versucht, den Einfluß des Preiserwartungseffekts auf das Zinsniveau zu ermitteln. Eine Schätzung des Einflusses des Liquiditäts- und des Einkommenseffekts wurde dagegen noch nicht vorgenommen. Es soll nunmehr versucht werden, den Einfluß aller drei Effekte auf das Zinsniveau simultan zu schätzen.

Den Schätzungen wird die folgende Gleichung zugrunde gelegt:

$$(8) \quad i_t = f \left[\left(\frac{dM}{dt} \frac{1}{M} \right)_t; \left(\frac{dY}{dt} \frac{1}{Y} \right)_t; \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t; \dots \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-n} \right]$$

Das Symbol M steht hierbei für die Geldmenge und das Symbol Y für das Bruttosozialprodukt. Die Geldmenge ist definiert als Bargeld und Sichtdepositen in Händen des Publikums. Sie ist errechnet aus den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank. Für das Bruttosozialprodukt werden die vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, errechneten Werte verwendet. Die Entwicklung des Preisniveaus wird wie bei den vorherigen Schätzungen durch den Index der Lebenshaltungspreise gemessen.

Die Schätzung der Regressionskoeffizienten erfolgt wieder mit Hilfe der *Almon*-Technik. Den Berechnungen liegen die gleichen Polynome und die gleichen Beschränkungen hinsichtlich der Zeitverzögerungen zu-

²⁴ Die mittlere lag-Zeit ist die Zeit, die vergeht, bis sich die Hälfte des Einflusses der unabhängigen Variablen (im obigen Fall Veränderungsraten des Preisniveaus) auf die abhängige Variable (im obigen Fall Zinssatz) durchgesetzt hat. Der mittlere lag ist der gewogene durchschnittliche lag, wobei die in Gleichung (6) benutzten Werte von w_j die Gewichte darstellen. Sind alle Gewichte positiv, wird der mittlere lag nach der folgenden Formel berechnet:

$$\frac{\sum_{j=0}^n j \cdot w_j}{\sum_{j=0}^n w_j}$$

Vgl. Z. Griliches, Distributed Lags: A Survey, in: *Econometrica*, Vol. 35 (1967), S. 31.

grunde wie zuvor. Allerdings werden die Schätzungen nur für Quartalswerte vorgenommen. Die Beschränkung auf Quartalsdaten ist erforderlich, weil für das Bruttosozialprodukt keine Monatsdaten zur Verfügung stehen. Die verwendeten Wachstumsraten von Geldmenge, Bruttosozialprodukt und Preisniveau sind jährliche Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal.

Die Schätzergebnisse von Gleichung 8 für die Periode von 1960/I bis 1971/II unter Verwendung eines Polynoms dritten Grades sind in Tabelle 3 im Anhang wiedergegeben. Es ist festzustellen, daß die Regressionskoeffizienten im erweiterten Modell das aufgrund der theoretischen Überlegungen erwartete Vorzeichen haben und bis auf wenige Ausnahmen statistisch gesichert sind. Eine Ausdehnung der Geldmenge führt zu einer Senkung des Zinsniveaus und eine Ausdehnung des Bruttosozialprodukts läßt das Zinsniveau steigen. Interessant sind die geschätzten quantitativen Ausmaße des Liquiditätseffekts und des Einkommenseffekts für die Bundesrepublik. Für die jeweils laufende Periode ist der (negative) Liquiditätseffekt nur geringfügig größer als der (positive) Einkommenseffekt. Aufgrund dieser Berechnungen neutralisieren sich der Liquiditäts- und der Einkommenseffekt bereits fast vollständig nach Ablauf eines Quartals. Den theoretischen Überlegungen zufolge hätte der Liquiditätseffekt in der laufenden Periode wesentlich größer sein müssen als der Einkommenseffekt. Wenn das nicht der Fall ist, so mag dies damit zusammenhängen, daß die Geldmenge in der Bundesrepublik aufgrund der institutionellen Ausgestaltung der Geldpolitik mehr eine endogene, d. h. vom Volkseinkommen abhängige als eine exogene, d. h. von der Bundesbank direkt gesteuerte Größe darstellt.

Ein weiteres bemerkenswertes Ergebnis des erweiterten Modells ist, daß der Preiserwartungseffekt etwa die gleiche Größenordnung hat wie im einfachen Modell. Bei einer Zeitverzögerung von 8 Quartalen beträgt der Summenkoeffizient des Preiserwartungseffekts im erweiterten Modell 0,81, während er sich im einfachen Modell auf 0,86 beläuft. Die mittlere Wirkungsverzögerungszeit des Einflusses des Preiserwartungseffekts auf das Zinsniveau ist dagegen im erweiterten Modell etwas länger: Anstelle von 6 bis 7 Monaten beträgt sie 8 bis 9 Monate. Dies bedeutet, daß die alleinige Verwendung zeitverzögerter Veränderungs-raten des Preisniveaus die zeitliche Anpassung des Preiserwartungseffekts überschätzt. Ein derartiges Ergebnis ist nicht überraschend, da die anderen Variablen in der erweiterten Gleichung indirekt auch das

Preisniveau der gegenwärtigen und vergangener Perioden mit beeinflussen²⁵.

Aufgrund der Untersuchungen läßt sich festhalten, daß der im einfachen Modell berechnete Preiserwartungseffekt nicht wesentlich von dem im erweiterten Modell ermittelten Preiserwartungseffekt abweicht. Darüber hinaus ist die Verlängerung der lag-Strukturen nicht so bedeutend, als daß sie das zuvor gewonnene Ergebnis in Frage stellen könnte.

3. Nominalzins und Preiserwartung (Koyck-Lag)

Bevor das *Almon*-Schätzverfahren zur Verfügung stand, wurde in zahlreichen Untersuchungen zur Erfassung von Erwartungsgrößen auf die *Koyck*-Hypothese über die Struktur der Zeitverzögerungen zurückgegriffen: Danach werden die tatsächlich beobachteten Größen der Vergangenheit mit geometrisch abnehmenden Koeffizienten gewichtet²⁶. In der allgemeinen Darstellung des *Fisher*-Effektes von Abschnitt II.3 war bereits ein solcher Ansatz formuliert. In einer verallgemeinerten Form kann er auch lauten:

$$(9) \quad \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t^e = \sum_{j=0}^{\infty} w_j w_j \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-j}$$

$$\text{mit} \quad w_j = \lambda^j$$

$$\text{und} \quad 0 < \lambda < 1$$

$$0 < w \leq (1 - \lambda) \quad 27.$$

Wenn nun der Erwartungshorizont wie in dem Ausdruck (9) bis ins Unendliche zurückreicht (der Index j läuft von 0 bis gegen ∞), dann geht diese Hypothese in die nachfolgende einfache lineare Schätzglei-

²⁵ Vgl. zu diesem Verfahren L. *Koyck*, Distributed Lags and Investment Rates and Price Level Changes, 1952 - 69; in: Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 51, Nr. 12 (1969), S. 33.

²⁶ Vgl. zu diesem Verfahren L. *Koyck*, Distributed Lags and Investment Analysis, Amsterdam 1954.

²⁷ Wegen $0 < \lambda < 1$ ist $\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j = \frac{1}{1-\lambda}$. Mithin ist $\sum_{j=0}^{\infty} w \cdot \lambda^j = w \cdot \frac{1}{1-\lambda}$. Dann muß $w \leq (1 - \lambda)$ gelten, da es ökonomisch keinen Sinn ergibt, wenn die Summe der Gewichte größer als eins ist. Siehe dazu Anmerkung 21.

chung zur Bestimmung des Zusammenhanges zwischen Nominalzins und Preiserwartung über²⁸:

$$(10) \quad i_t = \text{const.} + \lambda i_{t-1} + b \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t$$

Mit diesem Regressionsansatz kann man unmittelbar ohne großen Rechenaufwand die geschätzte Zeitspanne ermitteln, die vergeht, bis sich die Hälfte der erwarteten Inflationsrate auf das Zinsniveau ausgewirkt hat. Diese mittlere Zeitverzögerung z errechnet sich aus dem Regressionskoeffizienten²⁹:

$$(11) \quad z = \frac{\lambda}{1 - \lambda}$$

²⁸ Die Ausgangshypothese lautet

$$(10.1) \quad i_t = r + \pi \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t^e$$

mit der Definition (9) aus dem Text für die erwartete Preisänderung und der zusätzlichen Beschränkung $0 < \pi \leq 1$ und $r > 0$ (r ist der Realzins). Bildet man jetzt unter Verwendung des Ausdruckes (10.1) die absolute Veränderungsrate für den Zinssatz, erhält man:

$$(10.2) \quad i_t - i_{t-1} = \pi w \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t - (1 - \lambda) \pi \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-1}$$

Substituiert man in (10.2) für die erwartete Preisänderung der Periode $(t - 1)$ den Ausdruck $\frac{1}{\pi} (i_{t-1} - r)$ entsprechend dem Ansatz (10.1), ergibt sich nach weiterer Umordnung der einzelnen Terme:

$$(10.3) \quad i_t = (1 - \lambda) r + \lambda i_{t-1} + \pi w \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t$$

Das ist genau Gleichung (10) im Text, mit der zusätzlichen apriori Information: $\text{const.} = (1 - \lambda) r > 0$ und $0 < b = \pi w \leq (1 - \lambda)$.

²⁹ Entsprechend Anmerkung 24 ist der durchschnittliche lag für den hier betrachteten Ansatz gegeben durch

$$(11.1) \quad z = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} j \lambda^j}{\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j}$$

a) Für die Summe der unendlichen Reihe im Nenner kann man wegen $0 < \lambda < 1$ schreiben

$$(11.2) \quad \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j = \frac{1}{1 - \lambda}$$

Die verschiedenen Einzelregressionen, die auf der Basis der Ausgangsgleichung (10) durchgeführt wurden, führen zu dem generellen Resultat, daß im *Koyck*-Ansatz die durchschnittliche Zeitverzögerung zu groß ausfällt. Bei Verwendung von Monatswerten beträgt der mittlere lag $2\frac{1}{2}$ Jahre, bei Verwendung von Quartalswerten 2 Jahre (Tabelle 4, Zeile 1 und 2). Die Längen der Konjunkturzyklen in der Bundesrepublik, die sich auch in der Entwicklung des Zinsniveaus und der tatsächlichen Inflationsrate widerspiegeln, lassen wesentlich kürzere Anpassungsprozesse erwarten. Diese Überlegungen führen zu einer Spezifizierung der erwarteten Größenordnung in der mittleren Zeitspanne der Anpassung, die nicht wesentlich über vier Quartale hinausgeht. Eben diese Hypothese rechtfertigt, die mit Hilfe des *Almon*-Verfahrens geschätzte Struktur der Zeitverzögerungen als realistisch für die Bundesrepublik zu akzeptieren. Dann aber muß trotz der Signifikanz des geschätzten Gewichtungsfaktors λ die *Koyck*-Hypothese abgelehnt werden.

Der für den Anpassungsprozeß unterstellte Zeithorizont ist offensichtlich zu lang. An diesem Ergebnis ändert sich nichts, wenn das erweiterte Modell unter Einschuß der Industrieproduktion bzw. des Bruttosozialprodukts und einer Liquiditätsvariablen getestet wird (Tabelle 4, Zeile 3 und 4). Hier stellt sich im Unterschied zum *Almon*-Verfahren das Nebenergebnis ein, daß die erweiterte Geldbasis³⁰ ein besseres Ergebnis als die Geldmenge liefert. Die Monatswerte führen erneut zu einem mittleren lag von $2\frac{1}{2}$ Jahren, während sich bei den Quartalswerten eine Reduzierung auf $1\frac{1}{2}$ Jahre gegenüber zwei Jahren

b) Der Zähler läßt sich umformen in

$$(11.3) \quad \sum_{j=0}^{\infty} j \lambda^j = \lambda \sum_{j=1}^{\infty} j \lambda^{j-1}$$

Nun ist aber

$$(11.4) \quad \sum_{j=1}^{\infty} j \lambda^{j-1} = \frac{d}{d\lambda} \left(\sum_{j=1}^{\infty} \lambda^j \right) = \frac{d}{d\lambda} \left(\frac{\lambda}{1-\lambda} \right) = \frac{1}{(1-\lambda)^2}.$$

c) Aus (11.1) mit (11.2) bis (11.4) folgt

$$(11.5) \quad z = \frac{\lambda(1-\lambda)}{(1-\lambda)^2} = \frac{\lambda}{1-\lambda}$$

³⁰ Die erweiterte Geldbasis umfaßt die Zentralbankgeldmenge einschließlich der durch die Änderung der Mindestreservesätze für die Kreditschöpfung des Bankensystems frei gewordene bzw. gebundene Menge an Zentralbankgeld. Zur Definition siehe auch J. Siebke und M. Willms, *Monetary Policy and the Trade Cycle*, *Intereconomics*, Nr. 3, 1970, S. 77 - 81.

bei dem einfachen Modell einstellt³¹. Aber auch diese Zeitspanne erscheint aufgrund der angeführten Spezifizierung noch als zu lang.

Einen zu hohen Gewichtungsfaktor λ erbrachte auch die bereits zitierte Untersuchung für die Vereinigten Staaten von *Yohe* und *Karnosky*³². Diese aus der *Koyck*-Hypothese für die BRD und die USA hergeleiteten empirischen Ergebnisse sind daneben konsistent mit den theoretischen Überlegungen, nach denen Regressionsgleichung (10) wahrscheinlich zu einem nicht-erwartungstreuen und überschätzten Regressionskoeffizienten λ führt³³.

4. Nominalzins, Inflationsrate und Realzins

Die empirische Untersuchung stützt — jedenfalls, soweit sie auf dem *Almon*-Schätzverfahren beruht — die Hypothese von *Irving Fisher*, nach der die erwartete Inflationsrate eine wesentliche Determinante für Höhe und Entwicklung des nominellen Zinsniveaus ist. Dann kann aus der Regressionsanalyse eine Zeitreihe für den Realzins r errechnet werden:

$$r_t = i_t - \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t^e.$$

Abbildung 5 und Tabelle 5 zeigen den Realzins, der sich aus der Regressionsgleichung in Tabelle 2 für einen lag von 8 Quartalen ergibt³⁴.

Der Realzins hat in der Tendenz die gleiche Richtung wie die zeitliche Entwicklung des Nominalzinses. Allerdings ist die Schwankungsbreite im nominalen Zins wesentlich ausgeprägter. In dem hier betrach-

³¹ Derartige Abweichungen zwischen verschiedenen Regressionsrechnungen können sehr leicht auftreten, da die mittlere Zeitverzögerung sehr sensitiv auf den Gewichtungsfaktor λ reagiert. λ liegt nahe bei eins. Wenn aber λ gegen eins strebt, geht die Elastizität des mittleren lags z in bezug auf λ ($\epsilon(z, \lambda) = \frac{1}{1-\lambda}$) gegen Unendlich. So beträgt bei $\lambda = 0,9$ der mittlere lag 9 Zeiteinheiten, bei $\lambda = 0,95$ bereits 19 und für $\lambda = 0,98$ ist z schon 48.

³² W. P. *Yohe* und D. S. *Karnosky*, Interest Rates and Price Level Changes, 1952 - 69, in: Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 51, Nr. 12 (1969), S. 28 f.

³³ Z. *Griliches*, Distributed Lags: A Survey, in: *Econometrica*, Vol. 33 (1967), S. 41. A. S. *Goldberger*, *Econometric Theory*, New York 1964, S. 274 bis 278. J. *Johnston*, *Econometric Methods*, Tokyo 1960, S. 216 - 220.

³⁴ Lautet die Regressionsgleichung $\hat{i}_t = a + \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_t^e$ mit \hat{i}_t als geschätztem Zinsniveau, dann ist der beobachtete Realzins definiert als: $r_t = i_t - (\hat{i}_t - a)$.

NOMINALZINS UND REALZINS - Quartalswerte -

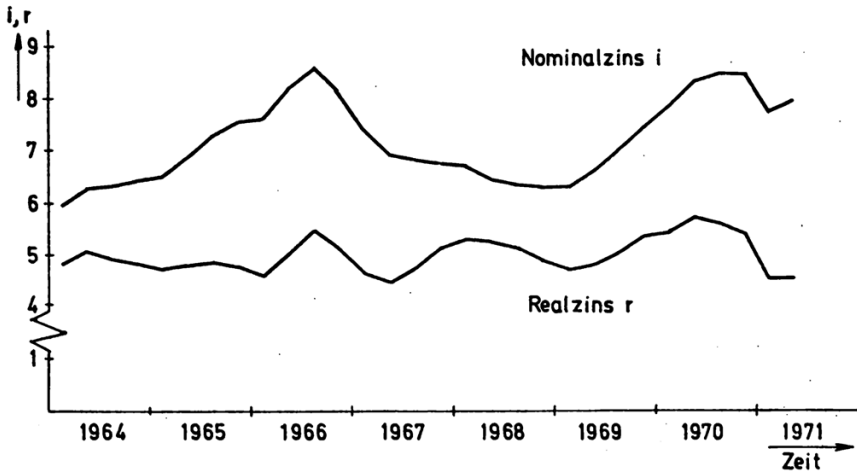


Abbildung 5

teten Zeitraum variiert der Zinssatz i zwischen 5,93 und 8,57 Prozentpunkten, während der reale Zinssatz zwischen 4,54 und 5,75 Prozentpunkten liegt. Diese Stabilität im Realzins spiegelt das im Abschnitt III 1 und 2 diskutierte Regressionsergebnis wider, nach dem die antizipierte Inflationsrate sich in starkem Maße in der Höhe des Nominalzinses niederschlägt. Ob die errechnete Zeitreihe eines realen Zinssatzes brauchbar ist, läßt sich nur anhand eines anderen Modells testen, in das der Realzins als erklärende Variable eingeht³⁵. Eine solche Hypothese ermöglicht es zu überprüfen, ob der nominale oder der reale Zinssatz zu besseren Schätzergebnissen führt.

IV. Zusammenfassung und Ergebnisse

1. Die Bedeutung der Untersuchung liegt darin, daß das Zinsniveau neben der Bankenliquidität einen wichtigen Indikator für die Beurteilung der monetären Entwicklung und der Auswirkungen geldpolitischer Entscheidungen darstellt. Ein hohes Zinsniveau wird als restriktive Phase und ein niedriges Zinsniveau als expansive Phase angesehen.

³⁵ J. Carr und L. B. Smith, Money Supply, Interest Rates, and the Yield Curve, Working Paper Nr. 7015, Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy, University of Toronto, Toronto, Kanada 1970, S. 15.

2. Der von dieser Interpretation des Zinsniveaus als Indikator vorausgesetzte Zusammenhang stellt sich nur ein, wenn geldpolitische Maßnahmen die Entwicklung des Zinsniveaus dominierend beeinflussen. Er gilt nicht mehr, wenn die Entwicklung der Kreditnachfrage die Entwicklung des Zinsniveaus dominierend bestimmt.

3. Der Einfluß geldpolitischer Maßnahmen und der Entwicklung der Kreditnachfrage auf das Zinsniveau wird überlagert von den Erwartungen der Wirtschaftseinheiten über die zukünftige Preisentwicklung. Die Wirtschaftssubjekte leiten ihre Erwartungen aus ihren Erfahrungen mit der eingetretenen Preisentwicklung, d. h. für die jüngere Vergangenheit aus der Inflationsrate, ab.

4. Die empirischen Untersuchungen bestätigen das Vorhandensein der drei genannten Effekte. Mittelfristig ist die Höhe des Zinsniveaus in erster Linie von den Preiserwartungen abhängig. Diese Ergebnisse stützen sich auf die Anwendung des *Almon*-Verfahrens.

5. In der Bundesrepublik erhöht sich der langfristige Zinssatz im Zeitablauf um 80 bis 85 % der erwarteten Inflationsrate. Beispielsweise hebt eine erwartete Preissteigerungsrate von 5 % das Zinsniveau absolut um 4 bis $4\frac{1}{4}$ % an.

6. Die Hälfte des Preiserwartungseffektes überträgt sich bereits in 6 bis 7 Monaten. Insgesamt hat er sich in etwa 2 Jahren durchgesetzt.

7. Der Realzins entspricht der Differenz zwischen dem beobachteten Nominalzins und der erwarteten Inflationsrate. Der Realzins hat in der Bundesrepublik eine Höhe von 5 %, um die er nur in engen Grenzen schwankt.

Summary

Interest Rates, Monetary Policy and Inflation

The importance of the study lies in the fact that, in addition to bank liquidity, the interest level is a significant indicator for judgment of monetary developments and the effects of monetary policy decisions. A high interest level is regarded as synonymous with a restrictive phase and a low interest level as synonymous with an expansive phase. The interrelationship presupposed by this interpretation of the interest level as an indicator is given only when monetary policy measures have a dominant influence on interest level changes. It is no longer extant when the trend in the demand for credit exerts the dominant influence on changes in the interest level.

Superimposed on the influence of monetary policy measures and the path of credit demand on the interest level are the expectations of economic units as to future price trends. Economic entities derive their expectations from their experience with past price trends, i. e., for the recent past from the inflation rate.

Empirical studies confirm the existence of the three effects mentioned. The height of the interest level for the medium term is dependent first and foremost on price expectations. These results are based on application of the ALMON method. In the Federal Republic of Germany, the long-term interest rate rises over the course of time by 80 to 85 % of the expected inflation rate. For example, an expected 5 % price increase rate causes an absolute increase of 4 to 4 1/4 % in the interest rate. Half of the price expectation effect is transmitted as early as in the first 6 to 7 months. It has taken full effect in about 2 years.

The real interest rate corresponds to the difference between the observed nominal interest rate and the expected inflation rate. The real interest in the Federal Republic of Germany is at a level of 5 % and fluctuates only within narrow limits.

Résumé

Niveau des taux d'intérêt, politique monétaire et inflation

L'importance de l'étude réside dans le fait qu'à côté de la liquidité bancaire, le niveau des taux d'intérêt constitue un indicateur considérable en vue de l'appréciation de l'évolution monétaire et des répercussions de décisions de politique monétaire. Un niveau élevé des taux d'intérêt est considéré comme une phase restrictive et un niveau bas comme une phase expansive. Cette présupposition d'une corrélation basée sur l'interprétation du niveau des taux d'intérêt en qualité d'indicateur n'a de valeur que pour autant que les actions de politique monétaire influencent de manière déterminante l'évolution du niveau des taux d'intérêt; elle s'efface par contre lorsque le développement de la demande de crédit conditionne de façon décisive ce niveau.

L'influence des mesures de politique monétaire et de l'évolution de la demande de crédit sur le niveau des taux d'intérêt résultent de l'évolution future des prix escomptée par les secteurs économiques. Et les sujets économiques déduisent leurs perspectives des expériences vécues en matière de prix, c. à. d. du taux d'inflation en ce qui concerne le passé proche.

Les enquêtes empiriques confirment la réalité des trois effets précités. A moyen terme, le niveau des taux d'intérêt dépend en premier lieu des perspectives de prix. Ces résultats se fondent sur l'application du procédé ALMON. En Allemagne fédérale, le taux d'intérêt à long terme s'élève progressivement jusqu'à 80 à 85 % du taux d'inflation attendu. Par exemple un taux attendu de hausse des prix de 5 % élève le niveau des taux d'intérêt de 4 à 4 1/4 %. La moitié de l'effet de la hausse attendue des prix se transmet déjà en 6 à 7 mois; et en quelques 2 années, la totalité de l'effet se sera répercutée.

Le taux d'intérêt réel traduit la différence entre le taux d'intérêt nominal constaté et le taux d'inflation escompté. En Allemagne fédérale, ce taux réel est de 5 % et il ne fluctue qu'en d'étroites limites.

Anhang

Tabelle 1

Verlauf der Regressionskoeffizienten
für den Einfluß der Veränderungsraten des Preisniveaus auf das Zinsniveau
Polynom 3. Grades — Monatsdaten 1960/1 - 1971/6
(*t*-Werte in Klammern)

$$\text{Funktion: } i_t = a_0 + \sum_{j=0}^n a_{j+1} \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-j}$$

$$t + 1 \neq 0; \quad t - n = 0$$

Perioden	lag 24 Monate	lag 30 Monate
<i>t</i>	,150 (7,93)	,127 (8,68)
<i>t</i> - 1	,122 (9,38)	,109 (9,84)
<i>t</i> - 2	,097 (11,82)	,094 (11,44)
<i>t</i> - 3	,077 (15,35)	,080 (13,60)
<i>t</i> - 4	,060 (15,71)	,068 (16,00)
<i>t</i> - 5	,046 (10,53)	,057 (16,94)
<i>t</i> - 6	,035 (6,66)	,048 (14,80)
<i>t</i> - 7	,027 (4,57)	,040 (11,45)
<i>t</i> - 8	,021 (3,46)	,033 (8,75)
<i>t</i> - 9	,017 (2,91)	,028 (6,90)
<i>t</i> - 10	,015 (2,79)	,023 (5,68)
<i>t</i> - 11	,015 (3,04)	,020 (4,90)
<i>t</i> - 12	,015 (3,69)	,017 (4,43)
<i>t</i> - 13	,016 (4,57)	,015 (4,20)
<i>t</i> - 14	,018 (5,12)	,014 (4,18)
<i>t</i> - 15	,020 (5,02)	,013 (4,16)
<i>t</i> - 16	,022 (4,64)	,013 (4,14)
<i>t</i> - 17	,024 (4,28)	,013 (4,00)
<i>t</i> - 18	,025 (4,00)	,013 (3,77)
<i>t</i> - 19	,025 (3,80)	,014 (3,50)
<i>t</i> - 20	,023 (3,66)	,014 (3,27)
<i>t</i> - 21	,021 (3,56)	,015 (3,09)
<i>t</i> - 22	,016 (3,49)	,015 (2,94)
<i>t</i> - 23	,001 (3,43)	,015 (2,84)
<i>t</i> - 24		,015 (2,76)
<i>t</i> - 25		,014 (2,71)
<i>t</i> - 26		,013 (2,67)
<i>t</i> - 27		,011 (2,64)
<i>t</i> - 28		,008 (2,62)
<i>t</i> - 29		,004 (2,61)
Konstante	4,769 (27,42)	4,663 (21,03)
Summenkoeffizient	,916 (13,37)	,961 (10,85)
Bestimmtheitsmaß <i>R</i> ²	,747	,739

Tabelle 2

Verlauf der Regressionskoeffizienten für den Einfluß
der Veränderungsraten des Preisniveaus auf das Zinsniveau
Polynom 3. Grades — Quartalsdaten 1960/I - 1971/II

(*t*-Werte in Klammern)

$$\text{Funktion: } i_t = b_0 + \sum_{j=0}^n b_{j+1} \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-j}$$

$$t + 1 \neq 0; \quad t - n = 0$$

Perioden	lag 6 Quartale	lag 8 Quartale	lag 10 Quartale
<i>t</i>	,196 (1,95)	,193 (2,54)	,174 (2,53)
<i>t</i> - 1	,137 (3,45)	,167 (8,57)	,165 (6,73)
<i>t</i> - 2	,123 (2,07)	,141 (4,90)	,148 (9,59)
<i>t</i> - 3	,127 (3,92)	,117 (3,86)	,124 (5,77)
<i>t</i> - 4	,125 (3,74)	,094 (4,69)	,097 (4,79)
<i>t</i> - 5	,091 (1,87)	,071 (3,78)	,068 (4,51)
<i>t</i> - 6		,048 (1,68)	,041 (2,59)
<i>t</i> - 7		,025 (,91)	,018 (,79)
<i>t</i> - 8			,002 (,07)
<i>t</i> - 9			,005 (,25)
<i>t</i> - 10			
Konstante	5,151 (22,31)	5,000 (17,94)	5,067 (13,59)
Summenkoeffi- zient	,798 (9,45)	,858 (8,20)	,832 (5,85)
Bestimmtheits- maß <i>R</i> ²	,795	,802	,803

Tabelle 3: Regressionskoeffizienten für den Einfluß der Wachstumsraten von Geldmenge, Bruttosozialprodukt und Preisniveau auf das Zinsniveau
Polynom 3. Grades – Quartalsdaten 1960/I – 1971/II (*t*-Werte in Klammern)

Funktion: $i_t = c_0 + c_1 \left(\frac{dM}{dt} \frac{1}{P} \right)_t + c_2 \left(\frac{dY}{dt} \frac{1}{Y} \right)_t + \sum_{j=0}^n c_{3j+1} \left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P} \right)_{t-j}$
 $t + 1 \neq 0; \quad t - n = 0$

Wachstumsrate der Geldmenge	Wachstumsrate des Bruttosozialprodukts	Wachstumsrate des Preisniveaus
-,089 (2,69)	,078 (3,10)	<i>t</i> -,101 (0,95) <i>t</i> - 1 ,111 (3,10) <i>t</i> - 2 ,131 (2,51)
		<i>t</i> - 3 ,146 (3,98) <i>t</i> - 4 ,140 (3,97) <i>t</i> - 5 ,096 (2,26)
		Konstante 5,32 (17,20)
		Summenkoeffizient ,73 (9,73)
		Bestimmtheitsmaß <i>R</i> ² ,85
-,084 (2,55)	,082 (3,49)	<i>t</i> -,093 (1,17) <i>t</i> - 1 ,132 (6,33) <i>t</i> - 2 ,145 (5,67)
		<i>t</i> - 3 ,140 (4,46) <i>t</i> - 4 ,120 (4,63) <i>t</i> - 5 ,091 (4,13)
		<i>t</i> - 6 ,058 (2,27) <i>t</i> - 7 ,026 (1,14)
		Konstante 5,02 (14,05)
		Summenkoeffizient ,80 (8,94)
-,084 (2,54)	,082 (3,54)	Bestimmtheitsmaß <i>R</i> ² ,87
		<i>t</i> -,100 (1,40) <i>t</i> - 1 ,133 (5,47) <i>t</i> - 2 ,144 (9,82)
		<i>t</i> - 3 ,138 (5,67) <i>t</i> - 4 ,118 (4,66) <i>t</i> - 5 ,090 (4,37)
		<i>t</i> - 6 ,060 (3,49) <i>t</i> - 7 ,030 (1,58) <i>t</i> - 8 ,007 (0,34)
		<i>t</i> - 9 -,004 (0,25)
		Konstante 4,99 (12,37)
		Summenkoeffizient ,82 (6,89)
		Bestimmtheitsmaß <i>R</i> ² ,87

Tabelle 4: Regressionsanalyse nach dem Koyck-Ansatz^{a)}
(*t*-Werte in Klammern)

t_t	const.	i_{t-1}	$\left(\frac{dP}{dt} \frac{1}{P}\right)_t$	WR- INDPRO ^{b)}	WR- BSP ^{c)}	WR- EBAS ^{d)}	R^2	$Z^e)$
1. Monatswerte	0,126 (1,294)	0,968 (61,507)	0,041 (3,679)				0,975	30
2. Quartalswerte	0,493 (1,414)	0,889 (16,050)	0,116 (2,982)				0,898	8
3. Monatswerte	0,145 (1,165)	0,968 (56,980)	0,046 (4,192)	0,006 (2,606)		— 0,008 (1,968)	0,976	30
4. Quartalswerte	0,878 (2,007)	0,855 (14,970)	0,106 (2,547)		0,027 (2,153)	— 0,046 (2,525)	0,913	6

a) Zeitraum wie in Tabelle 1 bis 3. — b) Wachstumsrate des Indexes der Industrieproduktion. — c) Wachstumsrate des Bruttosozialproduktes. — d) Wachstumsrate der erweiterten Geldbasis. — e) Mittlerer lag.

Tabelle 5
Nominal- und Realzins
 (Quartalswerte)

Quartal	Nominalzins	Realzins
1964 I	5,93	4,78
II	6,27	5,10
III	6,33	4,89
IV	6,40	4,79
1965 I	6,47	4,70
II	6,87	4,78
III	7,30	4,86
IV	7,57	4,78
1966 I	7,63	4,62
II	8,20	5,00
III	8,57	5,48
IV	8,10	5,13
1967 I	7,37	4,64
II	6,90	4,54
III	6,80	4,77
IV	6,77	5,16
1968 I	6,70	5,32
II	6,47	5,25
III	6,33	5,16
IV	6,30	4,93
1969 I	6,33	4,76
II	6,57	4,80
III	7,00	5,04
IV	7,47	5,34
1970 I	7,83	5,44
II	8,40	5,75
III	8,53	5,66
IV	8,50	5,45
1971 I	7,77	4,55
II	8,03	4,54