

Die Determinanten des Zinsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland

Ein Kommentar

Von Wolfgang Gebauer, Frankfurt/M.

In einer kürzlich in dieser Zeitschrift veröffentlichten Arbeit haben *Siebke* und *Willms* u. a. den Versuch unternommen, „die drei wichtigsten, das Zinsniveau beeinflussenden Effekte“ für die Bundesrepublik quantitativ zu schätzen¹. Die Untersuchung ist grundsätzlich sehr zu begrüßen, da empirische Arbeiten über die Determinanten des Zinsniveaus in der Bundesrepublik bisher kaum vorliegen². Im folgenden Kommentar werden die von *Siebke* und *Willms* ermittelten quantitativen Ergebnisse kritisch überprüft. Es zeigt sich dabei, daß ihre Resultate im wesentlichen nicht haltbar sind.

1. Der Preiserwartungseffekt auf das Zinsniveau

Der von *Siebke* und *Willms* empirisch geschätzte Preiserwartungseffekt beruht auf der Annahme, daß Preiserwartungen durch die Preisveränderungsraten der Vergangenheit ausreichend approximiert werden. Die Verfasser formulieren dabei eine „adaptive Erwartungshypothese“, wonach „das Verhalten der Wirtschaftseinheiten am stärksten von den Erfahrungen der jüngeren Vergangenheit geprägt wird“ (S. 191). Sie kommen zu dem Ergebnis, daß die „Struktur der geschätzten zeitverzögerten Regressionskoeffizienten“ diese These bestätigt (S. 188/191). Folglich wird die von *Fisher* und *Friedman* ermittelte, sehr viel längere zeitliche Verzögerung des Preiserwartungseffekts für die BRD zurückgewiesen, da sich der Einfluß der Preiserwartungen auf das Zinsniveau hier innerhalb von 2 Jahren durchsetzte (S. 191, 199).

¹ J. *Siebke* und M. *Willms*, „Zinsniveau, Geldpolitik und Inflation“, in: Kredit und Kapital, Heft 2, 1972, S. 171 - 205; Seitenangaben im Text beziehen sich auf diese Veröffentlichung.

² Im Gegensatz zu den USA; vgl. z. B. die Arbeiten von *Yohe* und *Karnosky* (1969), *Feldstein* und *Eckstein* (1970), *Gibson* (1970).

Diese Schlußfolgerungen basieren entscheidend auf den von *Siebbe* und *Willms* ermittelten Resultaten (S. 188), wonach bei lag-Strukturen von mehr als dreißig Monaten

- die Summenkoeffizienten wieder zurückgehen,
- das Bestimmtheitsmaß sich nur noch geringfügig verbessert und
- die Regressionskoeffizienten kaum noch statistisch signifikant sind.

Diese Feststellungen wurden in eigenen Testrechnungen überprüft, wobei erneut die gleiche *Almon*-Technik mit dem gleichen Computer-Programm verwendet wurden³. Die Resultate zeigen jedoch das genaue Gegenteil der von *Siebbe* und *Willms* berechneten Ergebnisse: Wird die lag-Dauer auf 3, 4 oder 5 Jahre ausgedehnt, so steigen sowohl die Summenkoeffizienten als auch die Bestimmtheitsmaße beträchtlich an, und die Regressionskoeffizienten sind weitgehend statistisch signifikant. Der Preiserwartungseffekt in der von *Siebbe* und *Willms* gewählten Definition überträgt sich also in einem wesentlich längeren Zeitraum auf das Zinsniveau. Man kann etwa 5 Jahre veranschlagen; erst bei einer Ausdehnung der zeitlichen Wirkungsverzögerung auf 8 Jahre sinkt der Summenkoeffizient deutlich ab (vgl. Schaubild und Tab. 1 im Anhang).

Noch wichtiger ist, daß bei einer angenommenen lag-Dauer von 4 bzw. 5 Jahren der Summenkoeffizient > 1 wird (nämlich 1,39 bzw. 1,42). Dies bedeutet, daß der gesamte Preiserwartungseffekt das Zinsniveau um mehr als die Inflationsrate erhöht. Ein solches Ergebnis ist aber inkonsistent mit der *Fisher'schen* These, daß der nominale Zinssatz als Summe aus dem (positiven) realen Zinssatz und der erwarteten Inflationsrate anzusehen ist⁴.

Die aufgefundene Unvereinbarkeit von Hypothese und Testergebnis legt zunächst folgenden Schluß nahe: Die (von *Siebbe* und *Willms* verwendete) adaptive Erwartungshypothese ist zur Ermittlung der tatsächlichen Inflationserwartungen ungeeignet; die zeitlich verteilten Wirkungsverzögerungen von Preisveränderungsraten sind zwar ökonomisch einfach zu ermitteln, liefern aber unbefriedigende Resultate. Zu dieser Schlußfolgerung kommen auch zwei neuere Studien von *Pyle* und *Turnowsky/Wachter*⁵, in denen die obige Erwartungshypothese verglichen wird mit Preiserwartungen, die aufgrund von Umfragen in den

³ Ausnahme: Die willkürliche Nullfixierung der längsten zeitlichen Verzögerung ($t - n = 0$) wurde vermieden.

⁴ *Siebbe/Willms* erwähnen auch ausdrücklich, daß der Summenkoeffizient nicht > 1 werden darf (S. 189/190, Fußnote 21).

⁵ *Pyle* (1972), S. 180 und *Turnowsky/Wachter* (1972), S. 54.

USA direkt ermittelt wurden. Die Untersuchung von *Pyle* bestätigt allerdings gleichzeitig, daß die direkt beobachteten Preiserwartungen beträchtlich zur Erklärung der nominalen Zinssätze beitragen^{5a}.

Damit spricht einiges dafür, zwar die Brauchbarkeit der „adaptiven Erwartungshypothese“ auch für die Bundesrepublik zu bezweifeln, die *Fisher*'sche These aber weiterhin als nicht widerlegt anzusehen. Dennoch erscheint auch gegenüber der *Fisher*'schen These Vorsicht am Platze: Denn sie impliziert die Behauptung, daß der reale Zinssatz von Inflationserwartungen nicht beeinflusst wird. Es kann aber gezeigt werden, daß höhere Inflationserwartungen zunächst auf die Investitionen, das nominale Volkseinkommen und den realen Zinssatz einwirken, ehe sie mit einer langen Wirkungsverzögerung den nominalen Zinssatz beeinflussen⁶. Die Beziehungen zwischen Inflationserwartungen und dem nominalen Zinssatz werden damit wesentlich komplexer, als das in der *Fisher*'schen Hypothese zum Ausdruck kommt. Sie können wohl nur in einem Strukturmodell ausreichend erfaßt werden.

Will man diese Konsequenz nicht ziehen, so liegt es nahe, nicht die Preiserwartungen in der Wirtschaft insgesamt, sondern die Zinserwartungen der Kreditgeber und Kreditnehmer als Determinanten des Zinsniveaus zu analysieren. Ein solches Vorgehen entspräche auch ganz der von *Siebke* und *Willms* erhobenen Forderung: „Wird ... vom Zinssatz gesprochen, dann muß der Kreditmarkt betrachtet werden“ (S. 172). Mit einer Betonung der Zinserwartungen könnte es gelingen, die Arbeiten auf dem Gebiet der Zinsstrukturtheorie⁷ für eine Analyse der Determinanten des Zinsniveaus zu nutzen; z. B. wären die Beziehungen zwischen Zinssätzen von Wertpapieren mit verschiedenen langer Laufzeit möglicherweise als Indiz von Zinserwartungen anzusehen. Einer Betrachtung der Kreditmärkte würde außerdem entsprechen, die in der Bundesrepublik bestehenden Zusammenhänge zwischen kurz- und langfristigen Zinssätzen zu einer Erklärung des Zinsniveaus zu nutzen. Hierbei müßten die institutionellen Gegebenheiten der deutschen Finanzmärkte beachtet werden. Vor allem wäre auch der Einfluß ausländischer Zinssätze und internationaler Kapitalbewegungen auf das inländische Zinsniveau direkt zu berücksichtigen⁸.

^{5a} Zu diesem Schluß kommt auch *Gibson* (1972) für die Zeit seit 1959 in den USA.

⁶ *Sargent* (1972), S. 212 - 225.

⁷ Einen Überblick geben z. B. *Kath* (1972) und *Faßbender* (1971).

⁸ Ein entsprechendes Vorgehen findet sich z. B. bei *Hamburger* (1971) und *Mundell* (1971), Kap. 2.

2. Der Einkommenseffekt auf das Zinsniveau

Siebbe und *Willms* beschreiben, wie in den Theorien von *Keynes* und *Wicksell* eine Ausdehnung der Geldmenge über eine Erhöhung des Volkseinkommens zu steigenden Zinssätzen führt (S. 177 - 182). Bei *Keynes* werde dieser Einkommenseffekt über die reale Nachfrage, bei *Wicksell* über die Preise herbeigeführt, wobei die Analyse von *Wicksell* — im Gegensatz zu *Keynes* — dynamisch sei (S. 181/182). *Siebbe* und *Willms* setzen den Einkommenseffekt mit dem *Wicksell*-Effekt gleich, wie aus ihrer Zwischenüberschrift auf S. 177 hervorgeht. Im empirischen Teil messen sie den (*Wicksell*'schen) Einkommenseffekt an dem Einfluß des Sozialprodukts auf das Zinsniveau (S. 192/194); dieser Effekt wird nicht — wie der Preiserwartungseffekt — separat berechnet, sondern simultan zusammen mit dem Preiserwartungseffekt und dem Liquiditätseffekt (s. u.) geschätzt.

Mit diesem Vorgehen gelingt den Autoren jedoch *keine* zuverlässige Quantifizierung des *Wicksell*'schen Einkommenseffekts. Wenn nämlich der *Wicksell*'sche Einkommenseffekt im wesentlichen über die Preise wirkt, dann kann er nicht einfach mit dem Einfluß des Sozialprodukts auf das Zinsniveau gemessen werden; es ist ja durchaus möglich, daß ein großer Teil des Einkommenseffekts auf das Zinsniveau in dem Einfluß der Preisvariablen steckt. Diese Variable wird aber ausschließlich als Indiz der Inflationserwartungen interpretiert. Konsequenz: Der gefundene Regressionskoeffizient für die Variable „Sozialprodukt“ kann nicht zu einer eindeutigen Aussage über den Einkommenseffekt herangezogen werden. Außerdem dürfte der ermittelte Preiserwartungseffekt überschätzt worden sein, wenn ein Teil des Einkommenseffekts in der Preisvariablen steckt. Das Problem der Isolierung beider Effekte ist in der Literatur bekannt; verschiedene Lösungen wurden bereits vorgeschlagen und getestet⁹.

Die unbefriedigende Spezifizierung der Testgleichung hinsichtlich des Einkommenseffekts wird auch aus einer zeitlichen Überlegung deutlich. *Siebbe* und *Willms* erwarten, daß sich der Einkommenseffekt „über eine

⁹ *Yohé/Karnosky* (1969) und *Feldstein/Eckstein* (1970) verwenden preisbereinigte (reale) Werte für das Sozialprodukt. *Gibson* versucht das Problem mit der Annahme zu lösen, daß in den ersten 6 Monaten kein Preiserwartungseffekt vorliegt (*Gibson* 1970, S. 451). *Sargent* (1969) und *Carr/Smith* (1972) verwenden die reale Geldmenge bzw. die Differenz zwischen tatsächlichem und erwartetem Geldmengenwachstum, um den *Wicksell*-Effekt zu isolieren.

Periode von durchschnittlich 12 Monaten“ erstreckt (S. 184). Bei der quantitativen Schätzung des Einkommenseffekts wird aber lediglich der laufende Quartalswert des Bruttosozialprodukts berücksichtigt. Die fehlende Betrachtung der nächsten drei zeitverzögerten Sozialproduktswerte (um insgesamt eine zeitliche Wirkungsverzögerung von einem Jahr zu erfassen) zwingt zu der Schlußfolgerung, daß die empirische Analyse unter einem zeitlichen Aspekt schon vom Ansatz her inkonsistent ist mit den vorherigen theoretischen Ausführungen der Verfasser.

3. Der Liquiditätseffekt auf das Zinsniveau

Auf der Grundlage der (*Keynes'schen*) Relation zwischen Zinssatz und der Nachfrage nach realer Kasse definieren *Siebke* und *Willms* den Liquiditätseffekt auf das Zinsniveau als die kurzfristig zinssenkende Wirkung einer Geldmengenvermehrung (S. 174 - 177, 184). In ihrer empirischen Analyse messen sie diesen Effekt auf das Zinsniveau an den gleichzeitigen Veränderungsraten der nominalen Geldmenge (S. 192 bis 194). Sie errechnen den erwarteten negativen Zusammenhang zwischen beiden Größen und kommen zu dem Ergebnis, daß sich „Liquiditätseffekt und Einkommenseffekt bereits fast vollständig nach Ablauf eines Quartals ... neutralisieren“ (S. 193).

Diese vergleichende Aussage muß schon aufgrund der obigen Kritik an der Berechnung des Einkommenseffekts fragwürdig erscheinen, zumal der Einkommenseffekt in der theoretischen Analyse der beiden Verfasser eindeutig erst nach dem Liquiditätseffekt wirksam wird. Die Skepsis verstärkt sich, wenn man den Liquiditätseffekt separat berechnet und zeitliche Wirkungsverzögerungen des Geldvolumens auf das Zinsniveau berücksichtigt. In Tab. 2 sind die Ergebnisse dieser Vergleichsrechnung festgehalten¹⁰. Ergebnis: Statistisch signifikante Regressionskoeffizienten mit dem zu erwartenden negativen Vorzeichen erhält man nicht nur in den ersten beiden Monaten der angenommenen Wirkungsverzögerung (was das Vorgehen von *Siebke* und *Willms* stützen würde), sondern auch nach 10 und 11 Monaten; allerdings beträgt dieser längerfristige Effekt kaum $\frac{1}{3}$ des Effektes, der sich im ersten Quartal einstellt. Das Bestimmtheitsmaß R^2 zeigt aber, daß prozentuale Veränderungen des Geldvolumens kaum 10 % der Zinsbewegung statistisch zu erklären vermögen¹¹.

¹⁰ Es wurde die *Almon*-Technik in der von *Siebke* und *Willms* gewählten Spezifizierung verwendet.

¹¹ Die hohe positive Autokorrelation in allen getesteten Ansätzen verdeutlicht, zusammen mit den jeweils hohen Werten der Konstanten, daß wesentliche Determinanten des Zinsniveaus nicht explizit berücksichtigt sind.

Siebke und *Willms* gehen bei ihren Beschreibungen des Liquiditätseffekts auf das Zinsniveau stets davon aus, daß die Geldmenge unmittelbar durch Offenmarktoperationen der Notenbank verändert wird. Diese Betrachtung mag für die USA zutreffen; sie ist jedoch ungeeignet für die Verhältnisse in der Bundesrepublik. Soweit Veränderungen der monetären Aggregate aus Bundesbankmaßnahmen resultierten, erfolgten sie über Veränderungen des aktuellen Zentralbankgeldes in den Händen der Banken (Guthaben der Kreditinstitute bei der Bundesbank) und des potentiellen Zentralbankgeldes in den Händen der Banken (freie Liquiditätsreserven der Kreditinstitute). Über diese Größen wurden — abgesehen von der Diskontsatz- und Lombardsatzpolitik — in erster Linie Zinswirkungen erzielt. Es bietet sich daher an, für die Verhältnisse in der Bundesrepublik weniger die „Liquidität der Nichtbanken“, also das Geldvolumen¹², als vielmehr die Liquidität oder die Zentralbankgeldreserven der Kreditinstitute als geeignete Meßgröße eines Liquiditätseffekts auf das Zinsniveau heranzuziehen. — Ein statistisches Argument kommt hinzu: *Siebke* und *Willms* hatten selbst festgestellt, daß „die Geldmenge in der Bundesrepublik mehr eine endogene, d. h. vom Volkseinkommen abhängige als eine exogene, d. h. von der Bundesbank gesteuerte Größe darstellt“ (S. 193). Es muß daher als Widerspruch erscheinen, wenn sie — in einem Zug mit dem Volkseinkommen — die Geldmenge als unabhängige, exogene Variable zur Quantifizierung des Liquiditätseffekts verwenden. Der Bestand der Banken an aktuellem und potentielltem Zentralbankgeld trägt dagegen eher den Charakter von exogenen Variablen, da in der Vergangenheit ein unmittelbarer, deutlicher Einfluß der Bundesbankpolitik auf diese Größen vorlag. Wenn außerdem noch ein Preisierungseffekt zu isolieren ist, sollten die Variablen möglichst preisbereinigt verwendet werden.

Die preisbereinigten („realen“) Zentralbankguthaben der Kreditinstitute¹³ und die freien Liquiditätsreserven der Kreditinstitute wurden daher als alternative Indikatoren eines Liquiditätseffekts getestet; zu Vergleichszwecken wurde das preisbereinigte Geldvolumen mit einbezogen. Die Resultate (Tab. 3) lassen erkennen, daß der Erklärungswert (R^2) z. T. erheblich ansteigt. Alle Ansätze weisen erneut eine hohe positive Autokorrelation in den Residuen auf, so daß sich die Ergebnisse wieder-

¹² Zur Bedeutung des Geldvolumens als „Transmissionsvariable“ geldpolitischer Maßnahmen in der Bundesrepublik vgl. *Neubauer* (1972).

¹³ Die (realen) Zentralbankguthaben der Kreditinstitute sind von dem Einfluß mindestreservepolitischer Maßnahmen bereinigt (ab 1955). Zu dem Verfahren vgl. *Andersen/Jordan* (1968).

um nur als Vergleichswerte zu denjenigen von *Siebke* und *Willms* interpretieren lassen. Das reale Geldvolumen liefert einen signifikanten Zusammenhang nur in den drei ersten Monaten, stützt also die von *Siebke* und *Willms* geübte Beschränkung auf laufende Quartalswerte. Das genau umgekehrte Ergebnis stellt sich jedoch ein, wenn die Zentralbankguthaben der Kreditinstitute als Liquiditätsvariable herangezogen werden: Hiernach schlagen Veränderungen dieser Größe in statistisch signifikantem Sinne erst nach neun Monaten auf die Entwicklung des Zinsniveaus durch; das Bestimmtheitsmaß ist mit 45 % bemerkenswert hoch. Außerdem weisen nur bei dieser Variablen alle Koeffizienten durchweg das zu erwartende negative Vorzeichen auf. Bei den freien Liquiditätsreserven der Kreditinstitute schließlich zeigt sich, daß sowohl zu Beginn als auch gegen Ende einer insgesamt einjährigen zeitlichen Wirkungsverzögerung statistisch signifikante Zusammenhänge vorliegen. — Fazit: Durch eine Berücksichtigung der Verhältnisse in der Bundesrepublik bieten sich Ansätze zu einer theoretisch und empirisch eher befriedigenden Schätzung eines Liquiditätseffekts auf das Zinsniveau, als dies *Siebke* und *Willms* gelungen ist.

4. Zur Interdependenz der „unabhängigen“ Variablen

Wie schon erwähnt, stellen *Siebke* und *Willms* ausdrücklich die Bedeutung des Volkseinkommens für die Geldmengenentwicklung fest. Auch zwischen Geldmenge und Preisentwicklung besteht in der Bundesrepublik langfristig ein statistisch signifikanter Zusammenhang. Schließlich ist zu beachten, daß die Preise ein Bestandteil des (nominalen) Volkseinkommens sind. Angesichts dieser Zusammenhänge ist eine genaue Messung des separaten Einflusses dieser von den Autoren simultan verwendeten „erklärenden“ Variablen auf das Preisniveau unmöglich: Es liegt, technisch gesprochen, Multikollinearität vor¹⁴. Dies ist schließlich generell bei der Interpretation der von *Siebke* und *Willms* gewonnenen Ergebnisse zu beachten — selbst wenn man zu dem Schluß kommen sollte, daß das Problem der Multikollinearität bei gleichzeitigen

¹⁴ *Yohe* und *Karnosky* (1969, S. 34) stellen z. B. für die USA fest: „... there is another possible source of misspecification ..., namely, the interrelationship between changes in money stock and both price levels and rates of change.“ *Gibson* hat z. B. vorab geprüft, ob ein Einfluß im wesentlichen von der Geldmenge zum Zinsniveau verläuft oder umgekehrt, und welches relative Gewicht beiden Wirkungszusammenhängen beizumessen ist; vgl. *Gibson* (1970), S. 442 ff.

Veränderungsraten beider Größen vernachlässigt werden könnte¹⁵. Soll die erweiterte Testgleichung von *Siebbe* und *Willms* (S. 192) unter theoretischen wie empirischen Aspekten akzeptable Aussagen liefern, so muß sie als reduzierte Form eines Modells angesehen werden, das die geschilderten Interdependenzen, also die Übertragungswege des Einflusses von Sozialprodukt, Geldmenge und Preisen auf das Zinsniveau und die auftretenden „feedbacks“, im einzelnen offenlegt. Nur die Präsentation eines solchen „strukturellen“, theoretischen Modells hätte ein „Kurzschließen“ der abhängigen mit den letztlich unabhängigen Variablen gerechtfertigt.

Zitierte Literatur

Andersen, L. C., und *Jordan*, J. L., „The Monetary Base — Explanation and Analytical Use“, in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, August 1968, S. 7 - 14. — *Carr*, J., und *Smith*, L. B., „Money supply, interest rates, and the yield curve“, in: Journal of Money, Credit and Banking, August 1972, S. 582 - 594. — *Faßbender*, H., „Zur Theorie der Terminstruktur der Zinssätze“, in: Archiv für das Spar-, Giro- und Kreditwesen, 1971, Heft 11 und 12. — *Feldstein*, M., und *Eckstein*, O., „The Fundamental Determinants of the Interest Rate“, in: The Review of Economics and Statistics, Harvard University, November 1970, S. 363 - 375. — *Gibson*, W. E., „Interest Rates and Monetary Policy“, in: Journal of Political Economy, May/June 1970, S. 431 - 455. — *Gibson*, W. E., „Interest Rates and Inflationary Expectations: New Evidence“, in: American Economic Review, December 1972, S. 854 - 865. — *Hamburger*, M. J., „Expectations, long-term interest rates and monetary policy in the United Kingdom“, in: Bank of England Quarterly Bulletin, Sept. 1971, S. 354 - 371. — *Kath*, D., „Die verschiedenen Ansätze der Zinsstrukturtheorie“, in: Kredit und Kapital, 1972, Heft 1, S. 28 - 71. — *Mundell*, R. A., „Monetary Theory“, Pacific Palisades 1971. — *Neubauer*, W., „Strategien, Techniken und Wirkungen der Geld- und Kreditpolitik“, Göttingen 1972. — *Pyle*, D. H., „Observed price expectations and interest rates“, in: The Review of Economics and Statistics, August 1972, S. 275 - 280. — *Sargent*, Th. J., „Anticipated inflation and the nominal rate of interest“, in: Quarterly Journal of Economics, May 1972, S. 212 - 225. — *Turnovsky*, S. J., und *Wachter*, M. L., „A test of the 'expectations hypothesis' using directly observed wage and price expectations“, in: The Review of Economics and Statistics, no. 1, 1972, S. 47 - 54. — *Yohe*, W. P., und *Karnosky*, D. S., „Interest rates and price level changes, 1952 - 1969“, in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, December 1969, S. 18 - 38.

¹⁵ Ein Hinweis auf die Vorzüge des *Almon*-Schätzverfahrens entkräftet diese Kritik insoweit nicht, als für Geldmenge und Bruttosozialprodukt keine zeitverzögerten Werte verwendet wurden.

Anhang

1. Symbole für Zeitreihen

- R = Umlaufrendite öffentlicher Anleihen in %, Monatsdurchschnitte;
 M = Bargeldumlauf und Sichteinlagen in Mill. DM, Monatsendstände („Geldvolumen“);
 P = Monatlicher Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte, 1962 = 100;
 $MR = \frac{M}{P}$;
 RZG^b = Reale Zentralbankguthaben der Kreditinstitute (berechnet als Quotient aus Ist-Reserve in Mill. DM — Monatsdurchschnitte — und Preisindex P), von mindestreservepolitischen Maßnahmen bereinigt;
 LRR = Reale freie Liquiditätsreserven der Kreditinstitute (berechnet als Quotient aus freien Liquiditätsreserven in Mill. DM — Monatsdurchschnitte — und Preisindex P).

2. Quellen

- P : Statistisches Bundesamt;
 R : Deutsche Bundesbank, Statistische Beihefte zu den Monatsberichten, Reihe 2 Wertpapierstatistik, Tab. 7 b;
 M , LRR , RZG : Deutsche Bundesbank, Monatsberichte, Statistischer Teil, Tab. I 2, I 3, IV 3.
 Alle Reihen sind nicht saisonbereinigte Ursprungswerte.

3. Statistische Symbole

- a_i = Regressionskoeffizienten;
 t -Wert = Prüfwert für statistische Signifikanz;
 R^2 = Bestimmtheitsmaß;
 DW = *Durbin-Watson*-Prüfwert für Autokorrelation;
 $*$ = Statistisch signifikant von Null verschieden bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %;
 t = Zeitindex.

4. Rechentechnik

Zur Berechnung der lag-Strukturen wurde die *Almon*-Technik verwendet auf der Grundlage des Computer-Programms von M. R. Norman und W. Davis. Die gewählten Polynome sowie die Spezifizierung der Anfangs- und Endpunkte der zeitlichen Wirkungsverteilung ($t + 1$ bzw. $t - n$) sind in den jeweiligen Tabellen angegeben.

Tabelle 1

Nominalzins (R) und Preise (P)

Monatszahlen, Januar 1957 bis Juni 1972

$$R_t = a_0 + \sum_{i=0}^n a_{i+1} \left(\frac{P_t - P_{t-12}}{P_{t-12}} \right)_{t-i}$$

Perioden i	Konstante a_0	$\sum_{i=0}^n a_{i+1}$	R^2	DW
$t - 12$	5,33* (37,77)	0,55* (10,90)	0,49	0,05
$t - 24$	5,32* (28,25)	0,56* (7,95)	0,43	0,05
$t - 36$	4,64* (17,81)	0,83* (8,30)	0,47	0,06
$t - 48$	3,33* (10,92)	1,39* (11,89)	0,67	0,11
$t - 60$	3,39* (13,66)	1,42* (14,98)	0,88	0,25
$t - 84$	5,69* (7,23)	0,52 (1,80)	0,80	0,26

t -Werte in Klammern; *Almon*-Polynome 3. Grades (für lags $t - 12$ bis $t - 36$) und 4. Grades (für lags $t - 48$ bis $t - 84$); jeweils mit $t + 1 \neq 0$, $t - n \neq 0$.

Tabelle 2.

Liquiditätseffekt: Nominalzins (R)
und nominales Geldvolumen (M)

$$R_t = a_0 + \sum_{i=0}^{11} a_{i+1} \left(\frac{M_t - M_{t-12}}{M_{t-12}} \right)_{t-i}$$

Monatszahlen, Januar 1957 bis Juni 1972

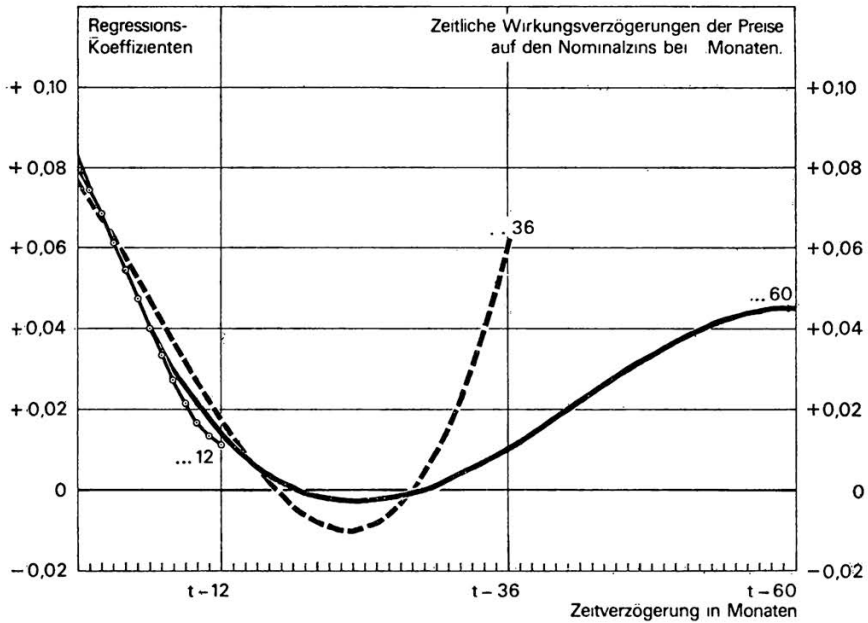
Perioden i	a_{i+1}	t -Wert
t	— 0,079*	— 2,53
$t - 1$	— 0,031*	— 2,85
$t - 2$	— 0,000	— 0,03
$t - 3$	0,017	1,23
$t - 4$	0,023	1,48
$t - 5$	0,020	1,51
$t - 6$	0,012	1,29
$t - 7$	0,001	0,11
$t - 8$	— 0,011	— 1,60
$t - 9$	— 0,019	— 1,92
$t - 10$	— 0,022*	— 1,98
$t - 11$	— 0,017*	— 2,00
Summenkoeffizient	— 0,107*	— 4,15
Konstante	7,722*	33,35

$R^2 = 0,09$; $DW = 0,05$.

Almon-Polynom 3. Grades; $t + 1 \neq 0$, $t - n = 0$.

Tabelle 3: Liquiditätseffekt: Nominalzins (R) und ...

... reales Geldvolumen (MR) Monatszahlen Jan. 1957 - Juni 1972			... reale, bereinigte Zentralbankgut- haben der Kreditinstitute (RZG^b) Monatszahlen Jan. 1957 - Juni 1972			... reale, freie Liquiditätsreserven der Kreditinstitute (LRR) Monatszahlen Jan. 1958 - Juni 1972		
$R_t = a_0 + \sum_{i=0}^{11} a_{i+1} \left(\frac{MR_t - MR_{t-12}}{MR_{t-12}} \right) / t-i$			$R_t = a_0 + \sum_{i=0}^{12} a_{i+1} \left(\frac{RZG_t^b - RZG_{t-12}^b}{RZG_{t-12}^b} \right) / t-i$			$R_t = a_0 + \sum_{i=0}^{12} a_{i+1} \left(\frac{LRR_t - LRR_{t-12}}{LRR_{t-12}} \right) / t-i$		
Perioden i	a_{i+1}	t -Wert	Perioden i	a_{i+1}	t -Wert	Perioden i	a_{i+1}	t -Wert
t	- 0,073*	- 2,89	t	- 0,012	- 1,25	t	- 0,003	- 0,95
$t-1$	- 0,046*	- 4,74	$t-1$	- 0,008	- 1,61	$t-1$	- 0,002*	- 2,76
$t-2$	- 0,025*	- 2,55	$t-2$	- 0,005	- 1,12	$t-2$	- 0,002	- 1,88
$t-3$	- 0,009	- 0,74	$t-3$	- 0,003	- 0,57	$t-3$	- 0,001	- 0,95
$t-4$	0,001	0,05	$t-4$	- 0,002	- 0,37	$t-4$	- 0,001	- 0,43
$t-5$	0,006	0,60	$t-5$	- 0,002	- 0,43	$t-5$	0,000	0,17
$t-6$	0,008	0,91	$t-6$	- 0,003	- 0,69	$t-6$	0,001	1,03
$t-7$	0,007	0,67	$t-7$	- 0,005	- 1,07	$t-7$	0,001	1,09
$t-8$	0,003	0,27	$t-8$	- 0,008	- 1,54	$t-8$	0,001	0,75
$t-9$	- 0,002	- 0,16	$t-9$	- 0,012*	- 2,29	$t-9$	0,000	0,29
$t-10$	- 0,008	- 0,86	$t-10$	- 0,016*	- 3,72	$t-10$	- 0,001	- 0,77
$t-11$	- 0,015	- 1,62	$t-11$	- 0,021*	- 4,38	$t-11$	- 0,003*	- 3,15
$t-12$	- 0,022	- 0,87	$t-12$	- 0,027*	- 2,74	$t-12$	- 0,006*	- 2,10
Summen-			Summen-			Summen-		
koeffizient	- 0,175*	- 8,30	koeffizient	- 0,124*	- 11,30	koeffizient	- 0,015*	- 5,43
Konstante ...	7,807*	57,61	Konstante ...	8,099*	64,82	Konstante ...	6,976*	102,30
$R^2 = 0,31$; $DW = 0,06$			$R^2 = 0,45$; $DW = 0,07$			$R^2 = 0,15$; $DW = 0,03$		
<i>Almon</i> -Polynom 3. Grades; $t+1 \neq 0$; $t-n \neq 0$.			<i>Almon</i> -Polynom 3. Grades; $t+1 \neq 0$; $t-n \neq 0$.			<i>Almon</i> -Polynom 3. Grades; $t+1 \neq 0$; $t-n \neq 0$.		

Nominalzins und Preise: Lagstrukturen *)

*) Berechnet mit Almon-Polynom 3 Grades, $t+1 \neq 0$, $t-n \neq 0$ auf der Basis der Monatswerte Jan 1957 - Juni 1972. Zur Definition der Variablen vgl. Anhang.

Zusammenfassung

Die Determinanten des Zinsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland Ein Kommentar

Die von *Siebke* und *Willms* ermittelten empirischen Ergebnisse über die Determinanten des Zinsniveaus in der Bundesrepublik sind im wesentlichen nicht haltbar. Zu diesem Urteil trägt nicht nur bei, daß die von den Autoren verwendete erweiterte Testgleichung wegen der Interdependenz der „unabhängigen“ Variablen keine zuverlässige Isolierung eines Preiserwartungs-, Einkommens- und Liquiditätseffekts erlaubt. Auch die Schätzung der einzelnen Effekte selbst gibt Anlaß zu Kritik. So zeigen eigene Vergleichsrechnungen, daß sich der Preiserwartungseffekt bei dem von den Verfassern gewählten empirischen Vorgehen über eine deutlich längere Zeitspanne erstreckt. Die Überprüfung legt auch — in Übereinstimmung mit neueren Forschungsergebnissen — nahe, die von *Siebke* und *Willms* verwendete „adaptive Erwartungshypothese“ als Näherungsgröße für die tatsächlichen Preiserwartungen abzulehnen. Theoretische und empirische Alternativen zur Berücksichtigung von Erwartungsgrößen sind vorhanden.

Bei der Berechnung des Einkommenseffektes unterlassen es *Siebke* und *Willms*, eine zeitliche Wirkungsverzögerung zu beachten, obwohl sie in ihren theoretischen Ausführungen ausdrücklich auf den zeitlichen Aspekt hinweisen. Hinzu kommt, daß das verwendete nominale Bruttosozialprodukt eine Einkommens- und Preiskomponente besitzt und daher — angesichts der gleichzeitigen Schätzung eines Preiserwartungseffektes — zu keiner eindeutigen Aussage über den Einkommenseffekt allein herangezogen werden kann.

Auch für den Liquiditätseffekt verzichten die Autoren auf eine Berechnung von time lags. Ihre vergleichenden Aussagen über die relative Bedeutung des Liquiditäts- wie auch des Einkommenseffektes im Zeitverlauf überzeugen daher nicht. Außerdem ist ihre Maßgröße für die Erfassung des Liquiditätseffekts, die nominale Geldmenge, empirisch und theoretisch angreifbar. Eigene Berechnungen, die eher auf einer Berücksichtigung der Verhältnisse in der Bundesrepublik aufbauen, bestätigen dies.

Summary

The Determinants of the Interest Level in the Federal Republic of Germany A Commentary

The empirical results obtained by *Siebke* and *Willms* concerning the determinants of the level of interest rates in the Federal Republic of Germany are in the main untenable. Not only the fact that the extended test equation used by the authors on account of the interdependence of the “independent”

variables permits no reliable isolation of a price expectation, an income and a liquidity effect plays a contributory part in reaching this judgment. Also the estimation of the individual effects themselves gives grounds for criticism. For example, this reviewer's own comparative calculations show that the price expectation effect under the empirical procedure selected by the authors extends over a markedly longer period of time. The scrutiny that was undertaken suggests — in agreement with more recent research results — that the "adaptive expectation hypothesis" used by *Siebke* and *Willms* as an approximation of the actual price expectations should be rejected. Theoretical and empirical alternatives are available for taking expectations into account.

In calculating the income effect, *Siebke* and *Willms* fail to take account of a time lag, although they expressly draw attention to the temporal aspect in their theoretical deliberations. Furthermore, the nominal gross national product used has an income and a price component and can therefore — in view of the simultaneous estimation of a price expectation effect — not be used alone for any unequivocal statement on the income effect.

In the case of the liquidity effect, too, the authors refrain from computing time lags. Therefore their comparative statements on the relative significance of the liquidity and the income effect over time are not convincing. Moreover, their measure of the liquidity effect, the nominal quantity of money, is empirically and theoretically vulnerable. This is confirmed by this reviewer's own calculations, which are more specifically based on conditions in the Federal Republic of Germany.

Résumé

Les déterminantes du niveau des taux d'intérêt en République fédérale d'Allemagne

Un commentaire

Les conclusions empiriques sur les déterminantes du niveau des taux d'intérêt en République fédérale d'Allemagne élaborées par *Siebke* et *Willms* sont dans leur essence insoutenables. Ce jugement ne se fonde pas uniquement sur la comparaison élargie des tests exploitée par les auteurs, comparaison qui du fait de l'interdépendance des variables « autonomes » n'autorise pas une isolation sérieuse de l'effet attendu des prix, des revenus et de la liquidité. Même l'appréciation de chaque effet prête le flanc à la critique. Des calculs comparatifs propres démontrent notamment que l'effet de perspective des prix porte dans la démarche empirique choisie par les auteurs sur une période de temps nettement plus longue. A l'examen, il semble également judicieux — en concordance avec des recherches plus récentes — de rejeter « l'hypothèse de perspective adaptable » dont usent *Siebke* et *Willms* à titre de grandeur d'approche des perspec-

tives réelles des prix. L'on dispose pour prendre en considération les grandeurs des perspectives d'alternatives théoriques et empiriques.

Dans le calcul de l'effet des revenus, *Siebke* et *Willms* négligent le délai d'efficacité (time-lag) alors que dans leurs considérations théoriques, ils font expressément appel à l'aspect de durée. Au surplus, le produit national brut nominal utilisé inclut une composante de revenu et de prix ce qui interdit, en raison de l'appréciation simultanée d'un effet de perspective des prix, de tirer des conséquences non équivoques du seul effet des revenus.

Et les auteurs renoncent également au calcul de l'étalement dans le temps lors de la prise en considération de l'effet de la liquidité. Leurs conclusions comparatives sur l'importance relative de la liquidité comme aussi de l'effet dynamique des revenus ne sont par conséquent nullement convaincantes. En outre, leur grandeur de mesure de l'effet de la liquidité, c.a.d. le volume monétaire nominal, est empiriquement et théoriquement contestable. Des calculs propres, qui semblent plutôt se fonder sur la situation en République fédérale d'Allemagne, confirment les critiques précitées.