

Langfeldt, Enno

Working Paper — Digitized Version

Die Zinsstruktur als Frühindikator für Konjunktur und Preisentwicklung in Deutschland

Kiel Working Paper, No. 615

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Langfeldt, Enno (1994) : Die Zinsstruktur als Frühindikator für Konjunktur und Preisentwicklung in Deutschland, Kiel Working Paper, No. 615, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/46993>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 615

**Die Zinsstruktur als Frühindikator
für Konjunktur und
Preisentwicklung in Deutschland**

von
Enno Langfeldt

52139A



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
The Kiel Institute of World Economics

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 615
**Die Zinsstruktur als Frühindikator
für Konjunktur und
Preisentwicklung in Deutschland**

von
Enno Langfeldt

Februar 1994

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut.

Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

Gliederung

1. Einleitung
2. Die Zinsstruktur und Veränderungen im Tempo der wirtschaftlichen Aktivität
 - 2.1. Schätzgleichung und Daten
 - 2.2. Ergebnisse
 - 2.3. Die Zinsstruktur als Hilfsmittel zur Prognose der Wirtschaftsentwicklung im Jahr 1994
3. Die Zinsstruktur und Veränderungen im Tempo der Inflation
 - 3.1. Der Ansatz von Mishkin
 - 3.2. Schätzgleichung und Daten
 - 3.3. Ergebnisse
 - 3.4. Implikationen für die aktuelle Geldpolitik
4. Zusammenfassung

DIE ZINSSTRUKTUR ALS FRÜHINDIKATOR FÜR KONJUNKTUR UND PREISENTWICKLUNG IN DEUTSCHLAND*

1. Einleitung

In den letzten Jahren hat die Zinsstruktur als Prognoseinstrument für die Entwicklung der wirtschaftlichen Aktivität und der Inflation zunehmendes Interesse in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur gefunden. Mittlerweile liegen empirische Untersuchungen mit unterschiedlichen Schätztechniken für eine Vielzahl von Ländern vor. Stellvertretend für die umfangreiche Literatur, in der ein Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und realwirtschaftlicher Entwicklung nachgewiesen wird, seien hier die Arbeiten von Bernanke [1990], Estrella, Hardouvelis [1991], Friedman, Kuttner [1990], Harvey [1991] und Stock, Watson [1989] genannt. Der Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und Veränderung im Inflationstempo wird in den Arbeiten von Mishkin [1990a, 1990b, 1991] und Jorion, Mishkin [1991] nachgewiesen.

Die vorliegenden empirischen Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland von Harvey [1991], Hesse, Roth [1992], Hu [1993], Jaeger [1992], Krämer, Langfeldt [1993] und Schmidt [1993] bestätigen die Hypothese eines kurzfristigen positiven Zusammenhangs zwischen der Zinsstruktur und der realwirtschaftlichen Aktivität. Die vorliegende Arbeit stellt den Versuch dar, diesen Zusammenhang für eine Prognose der deutschen Konjunktur im Jahr 1994 zu nutzen. Dabei stellt sich insbesondere das Problem, wie die von der deutschen Vereinigung ausgehenden konjunkturellen Wirkungen angemessen berücksichtigt werden können. Im Gegensatz zu den bislang vorliegenden Untersuchungen endet der Untersuchungszeitraum nicht mit der deutschen Vereinigung, sondern erstreckt sich bis 1993/III. Zudem wird der Schätzansatz erstmalig mit gesamtdeutschen Quartalsdaten durchgeführt. Mit Hilfe der Schätzgleichungen werden anschließend Prognosen für die konjunkturelle Entwicklung im Jahr 1994 vorgenommen.

Der statistische Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und Preisniveau in Deutschland ist empirisch in den Arbeiten von Jorion, Mishkin [1991] und Hesse, Roth [1992] untersucht worden. Dabei zeigte sich, daß nur auf sehr lange

* Beitrag für das Symposium "Zinsstruktur, Geldpolitik und Wirtschaftsentwicklung" in der Deutschen Bundesbank am 8. Februar 1994.

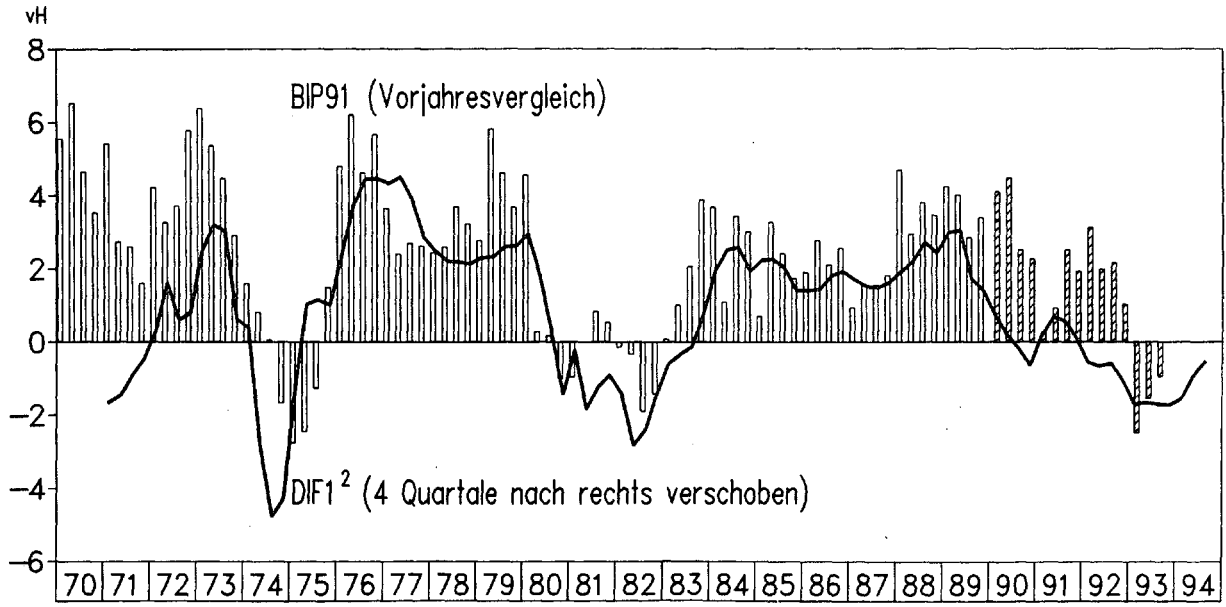
Sicht ein Zusammenhang besteht. In dieser Untersuchung, in der der Ansatz von Mishkin für den Zeitraum 1970/I bis 1993/III nachgeschätzt wird, wird gezeigt, daß markante Änderungen im Tempo der Inflation von den Finanzmärkten in der Vergangenheit frühzeitig angezeigt wurden. Daraus wird geschlossen, daß die Zinsstruktur durchaus ein wichtiges Hilfsmittel für aktuelle geldpolitische Entscheidungen sein kann.

2. Die Zinsstruktur und Veränderungen im Tempo der wirtschaftlichen Aktivität

Der Zusammenhang zwischen der Zinsstrukturkurve und der wirtschaftlichen Aktivität in der Bundesrepublik Deutschland ist sehr eng. Wie Schaubild 1 zeigt, werden nachhaltige Tempoveränderungen der jährlichen Zuwachsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Durchschnitt bereits etwa vier Quartale im voraus von einer Veränderung in der Differenz zwischen der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld angekündigt. Nimmt die Differenz einen höheren positiven bzw. geringeren negativen Wert an, so erhöht sich die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts, umgekehrt verringert sie sich bzw. wird sogar negativ. Der Zusammenhang gilt nicht nur für konjunkturelle Wendepunkte, sondern auch für vorübergehende Tempoänderungen im Verlauf eines Aufschwungs bzw. einer Rezession.

Die Zinsdifferenz ist ein Maß für die Fristigkeitsstruktur der Zinssätze; sie kann als ein grobes Maß für die Steigung der Zinsstrukturkurve angesehen werden. Dabei werden freilich Verwerfungen der Zinsstrukturkurve innerhalb des Laufzeitbereichs außer acht gelassen. Hinzu kommt, daß die Wertpapiere teilweise außer den Restlaufzeiten auch andere Unterschiede aufweisen, dies gilt insbesondere, wenn Kapitalmarktzinssätze mit Geldmarktzinssätzen verglichen werden. Schaubild 2 stellt die am häufigsten verwendeten Zinsstrukturmaße gegenüber, nämlich die Differenz zwischen der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld (DIF 1), die Differenz zwischen der Umlaufrendite für Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren und der Rendite für Wertpapiere mit einer Restlaufzeit von einem Jahr (DIF 2) sowie die Differenz zwischen der durchschnittlichen Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld (DIF 3).

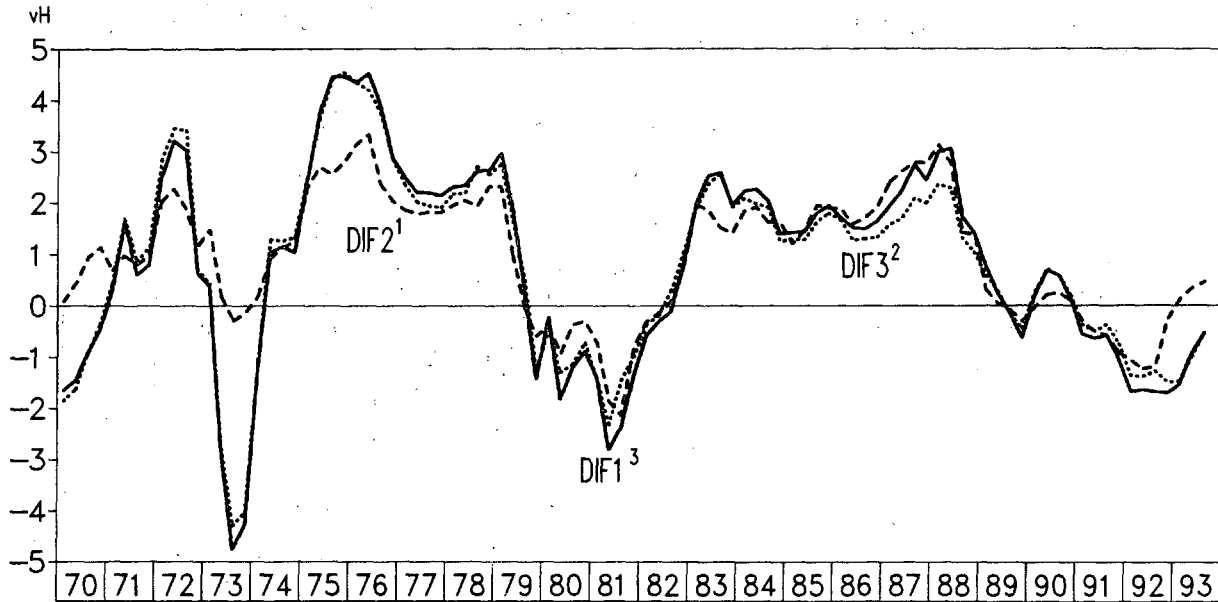
Zinsstruktur und wirtschaftliche Aktivität in Deutschland¹



¹ 1970/I bis 1989/IV Westdeutschland; 1990/I bis 1993/III Bundesrepublik Deutschland. - ² R 10 Jahre minus Dreimonatsgeld.



Zur Entwicklung der Zinsstruktur in Deutschland



¹ R 10 Jahre minus R 1 Jahr. - ² Umlaufrendite minus Dreimonatsgeld. - ³ R 10 Jahre minus Dreimonatsgeld.

Dabei zeigt sich, von wenigen Ausnahmen abgesehen (so etwa 1973 und 1975), eine erstaunlich parallele Entwicklung der drei verschiedenen Zinsdifferenzmaße. Welches Zinsdifferenzmaß der Untersuchung zugrunde gelegt wird, ist daher von nachgeordneter Bedeutung.

In dieser Untersuchung wird der Zeitraum 1970/1.Q. bis 1993/3.Q. zugrunde gelegt. Entsprechende Daten sind zwar bereits für frühere Zeiträume verfügbar, ihre Aussagefähigkeit ist jedoch stark eingeschränkt. So waren die Zinsen in der Bundesrepublik bis Ende März 1967 reglementiert, und vermutlich hat es einige Zeit gedauert, bis sich die Verhaltensweisen der Marktteilnehmer vollständig an die veränderten Rahmenbedingungen auf dem Finanzmarkt angepaßt haben. Im Gegensatz zu anderen Untersuchungen für die Bundesrepublik, die bewußt den Untersuchungszeitraum vor der deutschen Vereinigung enden lassen, so gehen die Untersuchungen von Harvey [1991] sowie Schmidt [1993] bis Ende 1989, die Berechnungen von Hesse/Roth [1992] erstrecken sich bis Ende 1990, werden hier alle bis zum aktuellen Rand verfügbaren Daten ausgewertet, ist es doch Ziel der Untersuchung, mit Hilfe der Zinsstruktur Prognosen für die wirtschaftliche Entwicklung im Jahre 1994 bzw. sogar für das Jahr 1995 zu erstellen.

Einen Schwerpunkt dieser Untersuchung bildet die Frage, ob die Zinsstruktur trotz des Fehlalarms, den sie zu Beginn der neunziger Jahre für den Konjunkturverlauf in Westdeutschland gegeben hat, noch ein sinnvoller Frühindikator ist. Der Mitte 1988 einsetzende Rückgang der positiven Zinsdifferenz hätte nach aller Erfahrung Anfang 1990 zu einem Abschwung führen müssen. Statt dessen kam es infolge der deutschen Vereinigung zu einer Verlängerung der Hochkonjunktur, weil hohe kreditfinanzierte Transferzahlungen und günstige Umtauschkurse einen Nachfrageschub aus den neuen Bundesländern bewirkten. Nachfolgend werden zwei Ansätze beschritten, um die Zinsstruktur auch weiterhin für Prognosezwecke benutzen zu können. Zum einen wird versucht, sowohl den Nachfrageschub der deutschen Vereinigung mit einer Dummy zu berücksichtigen als auch die anschließende Nachfrageminderung, die aus der Erhöhung von Steuern und Abgaben zur Finanzierung der Kosten der Einheit resultiert. Der andere Ansatz zielt darauf ab, die Zinsstruktur zur Prognose des gesamtdeutschen Wirtschaftswachstums zu verwenden. Wie auch Schmidt [1993, S. 263] zu Recht betont, beinhaltet die aktuelle DM-Zinsstruktur Informationen, die das gesamtdeutsche Währungsgebiet betreffen.

2.1. Schätzgleichung und Daten

Die Schätzung über den Zusammenhang von Zinsdifferenz und wirtschaftlicher Aktivität in Deutschland wurde mit Quartalsdaten für den Zeitraum 1970/I bis 1993/II durchgeführt. Dabei wurden als Maß für die wirtschaftliche Aktivität in Westdeutschland saison- und arbeitstäglich bereinigte Daten des Statistischen Bundesamtes in konstanten Preisen für das Bruttoinlandsprodukt, die inländische Verwendung, den privaten Verbrauch, den Staatsverbrauch, die Ausüstungsinvestitionen und die Bauinvestitionen verwendet. Die gesamtdeutschen Zahlen für den Zeitraum 1989/I bis 1993/III basieren teilweise auf Schätzungen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) für Ostdeutschland; die Saison- und Arbeitstagebereinigung der Daten für die neuen Bundesländer wurde mit den gleichen Faktoren wie für Westdeutschland durchgeführt. Die Daten für die Zinsdifferenz wurden den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank entnommen.

Als Schätzgleichung wurde der Ansatz von Estrella und Hardouvelis [1991] gewählt. Ihr Schätzansatz basiert auf dem Zusammenhang zwischen der Zinsdifferenz (ZDIF) in der Periode t und den auf Jahresrate hochgerechneten Zuwachsraten der wirtschaftlichen Aktivität (X) in der Zukunft; dabei werden unterschiedlich lange Prognosehorizonte zugrunde gelegt:

$$(1) \quad (400/k)(\ln X_{t+k} - \ln X_t) = \alpha + \beta \text{ZDIF}_t + \varepsilon_t.$$

In Gleichung (1) gibt k den Prognosehorizont in Quartalen an, $(\ln X_{t+k} - \ln X_t)$ ist die Veränderung der wirtschaftlichen Aktivität im Zeitraum t bis $t+k$, der Term $(400/k)$ dient der Ermittlung der durchschnittlichen jährlichen Zuwachsrate im Prognosezeitraum. Die Zinsdifferenz ZDIF entspricht der Differenz zwischen der Umlaufrendite börsennotierter Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren (ermittelt als Durchschnitt der 3-Monatsendstände in einem Quartal) und dem Dreimonatsgeldzins (Fibor, Frankfurt/Main, Durchschnitt aus den Monatsdurchschnitten der drei Monate eines Quartals).

Da der Prognosehorizont von einem bis zu zwölf Quartalen geht, überlappen die Beobachtungen einander. Dadurch folgt die Störvariable einem moving-average Prozeß der Ordnung $k-1$. Dies beeinflußt nicht die Konsistenz der Schätzkoeffizienten, wohl aber wird die Konsistenz der geschätzten Standardfehler berührt. Zur Bereinigung der Standardfehler wird das Verfahren von Newey und West [1987] benutzt. Die Schätzung erfolgt mittels OLS.

Zunächst wird für den Zeitraum 1970/I bis 1993/III die Prognosegüte der Zinsdifferenz für verschiedene Aggregate der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) in Westdeutschland untersucht. Anschließend werden für den Schätzzeitraum 1989/I bis 1993/III die gleichen Regressionen mit gesamtdeutschen Daten gerechnet. Wegen des Mangels an Beobachtungen kann in diesem Fall jedoch nur bis zu einem Prognosehorizont von fünf Quartalen geschätzt werden.

2.2. Ergebnisse

Die in den Tabellen 1 und 2 dargestellten Ergebnisse der Schätzungen für Westdeutschland bestätigen die Hypothese, daß eine stärker aufwärtsgerichtete Zinsstrukturkurve in den kommenden vier bis sechs Quartalen eine Belebung der wirtschaftlichen Aktivität erwarten läßt. Sowohl für den kürzeren Zeitraum von ein bis drei Quartalen als auch für mehr als sechs Quartale fällt der Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und wirtschaftlicher Aktivität deutlich schwächer aus.

Die Koeffizienten der Schätzgleichung weisen durchweg die erwarteten positiven Werte auf. Im einzelnen sind die Koeffizienten wie folgt zu interpretieren. Eine positive Zinsdifferenz in Höhe von einem Prozentpunkt läßt erwarten, daß das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) in den folgenden vier Quartalen um rund 2,4 vH ($1,76 \text{ vH} + (0,65) \cdot (1 \text{ vH}) = 2,41 \text{ vH}$) zunimmt. Ein negativer Wert für die Zinsdifferenz läßt folglich nicht automatisch einen Rückgang des BIP erwarten, erst wenn die negative Zinsdifferenz größer als 2,7 Prozentpunkte ($1,76/0,65$) ausfällt, ist eine Abnahme des BIP wahrscheinlich.

Die Ergebnisse der Schätzungen für Gesamtdeutschland (Tabellen 3 und 4) bestätigen im großen und ganzen die für Westdeutschland gewonnenen Ergebnisse. So ist die Prognosegüte der Zinsstruktur ebenfalls bei einem Prognosehorizont von vier bis fünf Quartalen deutlich besser als im kürzerfristigen Bereich. Ein Urteil über die Prognosegüte im längerfristigen Bereich kann nicht abgegeben werden, da wegen des Mangels an Beobachtungen der Prognosehorizont auf fünf Quartale beschränkt wurde. Betrachtet man die Höhe des \bar{R}^2 , so erweist sich die Prognosegüte der Zinsdifferenz für die gesamtdeutsche Aktivität sogar noch als größer als für die westdeutsche Wirtschaftsaktivität. Angesichts des begrenzten Beobachtungszeitraums, es wurde noch nicht einmal ein voller Kon-

Tabelle 1 — Schätzgleichungen zum Zusammenhang zwischen wirtschaftlicher Aktivität und der Zinsdifferenz in Westdeutschland 1970/I bis 1993/IV

$$(400/k) (\ln Y_{t+k} - \ln Y_t) = \alpha + \beta \text{ZDIF}_t + \varepsilon_t$$

k	BIP			IV			PV		
	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2
1	2.02 (0.59)*	0.54 (0.21)*	0.04	1.43 (0.63)*	0.89 (0.25)*	0.11	2.29 (0.56)*	0.45 (0.19)*	0.03
2	1.85 (0.49)*	0.63 (0.16)*	0.14	1.32 (0.55)*	0.92 (0.20)*	0.26	2.23 (0.54)*	0.46 (0.18)*	0.09
3	1.76 (0.46)*	0.66 (0.14)*	0.23	1.32 (0.51)*	0.87 (0.18)*	0.34	2.19 (0.52)*	0.46 (0.17)*	0.14
4	1.76 (0.44)*	0.65 (0.13)*	0.30	1.37 (0.51)*	0.80 (0.18)*	0.35	2.21 (0.50)*	0.43 (0.17)*	0.16
5	1.81 (0.44)*	0.61 (0.13)*	0.29	1.42 (0.52)*	0.73 (0.18)*	0.33	2.24 (0.51)*	0.39 (0.17)*	0.15
6	1.83 (0.42)*	0.56 (0.13)*	0.31	1.47 (0.52)*	0.66 (0.17)*	0.30	2.23 (0.50)*	0.35 (0.17)*	0.13
7	1.90 (0.41)*	0.51 (0.11)*	0.29	1.56 (0.51)*	0.57 (0.16)*	0.26	2.27 (0.50)*	0.31 (0.17)	0.11
8	1.97 (0.40)*	0.44 (0.11)*	0.24	1.62 (0.50)*	0.50 (0.15)*	0.22	2.28 (0.49)*	0.29 (0.17)	0.11
12	2.14 (0.33)*	0.24 (0.11)*	0.12	1.77 (0.41)*	0.31 (0.14)*	0.14	2.29 (0.43)*	0.22 (0.15)	0.09

BIP = Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991

IV = Inländische Verwendung in Preisen von 1991

PV = Privater Verbrauch in Preisen von 1991

Anmerkungen:

1. Der Prognosehorizont (k) ist in Quartalen ausgewiesen.
2. ZDIF entspricht der Differenz zwischen Umlaufrendite börsennotierter Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit von 10 Jahren und Dreimonatsgeldzins (Fibor, Ffm), Durchschnitt der Monatswerte.
3. Die in Klammern angegebenen Standardfehler sind nach dem Verfahren von Newey und West (1987) um Autokorrelation und Heteroskedasizität bereinigt.
4. * Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH.

Tabelle 2 — Schätzgleichungen zum Zusammenhang zwischen wirtschaftlicher Aktivität und der Zinsdifferenz in Westdeutschland 1970/I bis 1993/IV

$$(400/k) (\ln Y_{t+k} - \ln Y_t) = \alpha + \beta \text{ZDIF}_t + \varepsilon_t$$

k	IA			IB			SV		
	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2
1	0.19 (1.68)	2.23 (0.68)*	0.09	1.20 (2.05)	0.47 (0.81)	-0.01	2.18 (0.65)*	-0.01 (0.24)	-0.01
2	-0.06 (1.57)	2.36 (0.59)*	0.20	0.43 (1.63)	0.88 (0.62)	0.01	2.18 (0.59)*	-0.02 (0.21)	-0.01
3	-0.07 (1.48)	2.28 (0.52)*	0.27	0.02 (1.44)	1.06 (0.54)	0.05	2.18 (0.56)*	-0.03 (0.20)	-0.01
4	0.09 (1.42)	2.15 (0.48)*	0.30	-0.04 (1.39)	1.00 (0.52)	0.09	2.13 (0.53)*	0.02 (0.21)	-0.01
5	0.18 (1.31)	2.06 (0.41)*	0.32	0.03 (1.40)	0.88 (0.51)	0.07	2.11 (0.53)*	0.03 (0.20)	-0.01
6	0.29 (1.20)	1.93 (0.36)*	0.33	0.03 (1.35)	0.79 (0.50)	0.07	2.09 (0.51)*	0.03 (0.20)	-0.01
7	0.52 (1.13)	1.77 (0.33)*	0.30	0.04 (1.31)	0.73 (0.47)	0.07	2.13 (0.50)*	0.00 (0.19)	-0.01
8	0.75 (1.09)	1.59 (0.32)*	0.26	0.05 (1.24)	0.65 (0.43)	0.06	2.11 (0.50)*	0.02 (0.19)	-0.01
12	1.32 (0.88)	1.18 (0.30)*	0.22	0.01 (0.85)	0.45 (0.24)	0.05	2.01 (0.44)*	0.05 (0.15)	-0.01

IA = Ausrüstungsinvestitionen in Preisen von 1991

IB = Bauinvestitionen in Preisen von 1991

SV = Staatsverbrauch in Preisen von 1991

Anmerkungen wie Tabelle 1.

Tabelle 3 — Schätzgleichungen zum Zusammenhang zwischen wirtschaftlicher Aktivität und der Zinsdifferenz in Deutschland 1989/I bis 1993/III

$$(400/k) (\ln Y_{t+k} - \ln Y_t) = \alpha + \beta \text{ZDIF}_t + \varepsilon_t$$

k	BIP			IV			PV			N
	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2	
1	1.83 (0.46)*	0.44 (1.15)	-0.05	3.67 (0.79)*	1.87 (1.02)	0.06	3.93 (0.40)*	1.84 (0.62)	0.07	18
2	1.99 (0.38)*	0.87 (0.83)	-0.00	4.08 (0.42)*	2.48 (0.60)*	0.39	3.94 (0.24)*	1.96 (0.38)*	0.29	17
3	2.11 (0.35)*	1.47 (0.62)*	0.23	4.09 (0.19)*	2.78 (0.36)*	0.72	3.80 (0.23)*	2.06 (0.30)*	0.56	16
4	2.14 (0.31)*	1.65 (0.51)	0.47	3.88 (0.15)*	2.57 (0.38)*	0.75	3.69 (0.28)*	1.82 (0.20)*	0.59	15
5	1.89 (0.18)*	1.29 (0.37)*	0.48	3.65 (0.22)*	2.26 (0.44)*	0.66	3.50 (0.36)*	1.57 (0.24)*	0.46	14

BIP = Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991

IV = Inländische Verwendung in Preisen von 1991

PV = Privater Verbrauch in Preisen von 1991

Zur Methode vgl. Anmerkungen Tabelle 1.

Tabelle 4 — Schätzgleichungen zum Zusammenhang zwischen wirtschaftlicher Aktivität und der Zinsdifferenz in Deutschland 1989/I bis 1993/III

$$(400/k) (\ln Y_{t+k} - \ln Y_t) = \alpha + \beta \text{ZDIF}_t + \varepsilon_t$$

k	IA			IB			SV			N
	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2	α	β	\bar{R}^2	
1	12.69 (1.63)*	13.88 (1.79)*	0.58	1.74 (2.16)	-4.18 (2.73)	-0.00	0.50 (0.93)	-0.63 (1.63)	-0.06	18
2	12.20 (1.17)*	14.11 (1.26)*	0.81	3.72 (1.46)*	-1.87 (1.65)	-0.00	0.96 (0.60)	-0.23 (1.43)	-0.06	17
3	11.18 (1.10)*	13.81 (1.05)*	0.82	4.53 (0.98)*	-0.95 (1.08)	-0.03	1.29 (0.58)*	0.25 (1.30)	-0.07	16
4	10.02 (1.48)*	13.06 (1.02)*	0.77	4.90 (0.79)*	-0.63 (0.84)	-0.05	1.73 (0.53)*	0.48 (1.02)	-0.06	15
5	8.83 (2.05)*	11.63 (1.45)*	0.59	4.82 (0.97)*	-0.65 (0.87)	-0.05	1.78 (0.43)*	0.94 (0.61)	0.02	14

IA = Ausrüstungsinvestitionen in Preisen von 1991

IB = Bauinvestitionen in Preisen von 1991

SV = Staatsverbrauch in Preisen von 1991

junkturzyklus untersucht, sollte dieses Ergebnis jedoch nicht überschätzt werden. Festzuhalten ist jedoch, daß Befürchtungen, durch die massive Investitionsförderung in Ostdeutschland würde die Zinselastizität der Investitionen und der wirtschaftlichen Aktivität insgesamt geringer, unbegründet erscheinen.

Die Prognosefähigkeit der Zinsdifferenz beschränkt sich nicht ausschließlich auf das BIP, ähnlich gute Frühindikatoreigenschaften hat sie auch in bezug auf die inländische Verwendung (IV) und die Ausrüstungsinvestitionen (IA). Für die Prognose des Privaten Verbrauchs (PV) ist die Zinsdifferenz nur bedingt geeignet, und für die Prognose der Bauinvestitionen (IB) und den Staatsverbrauch (SV) erweist sich die Zinsdifferenz als nicht geeignet. Diese Ergebnisse entsprechen den Erwartungen. Die Zinsdifferenz spiegelt in starkem Maße den aktuellen Einfluß der Geldpolitik für die Konjunktur wider. Die Bundesbank steuert durch den Einsatz ihrer geldpolitischen Instrumente den kurzfristigen Zins. Demgegenüber wird der langfristige Zins maßgeblich durch die Preissteigerungserwartungen der Finanzmarktteilnehmer bestimmt. Verglichen mit den kurzfristigen Zinsen weisen die langfristigen Zinsen weniger ausgeprägte Schwankungen auf. Von den einzelnen Nachfrageaggregaten dürften die Ausrüstungsinvestitionen am stärksten auf Veränderungen des geldpolitischen Impulses reagieren, da davon die Absatz- und Ertragserwartungen der Unternehmen direkt beeinflußt werden. Hinzu kommt, daß Veränderungen in der Zinsstruktur die Attraktivität von Sachanlagen im Verhältnis zu Finanzanlagen verändern. Bei den Bauinvestitionen dagegen dürfte weniger die Zinsstruktur als vor allem das langfristige Zinsniveau von Bedeutung sein. Seit Mitte der achtziger Jahre dürfte die Baunachfrage weniger konjunktur reagibel geworden sein, da wegen des Nachfrageüberhangs auf dem Wohnungsmarkt höhere Finanzierungskosten in Form von höheren Mieten überwältzt werden können. Der Staatsverbrauch dürfte ebenfalls weitgehend zinsunelastisch sein.

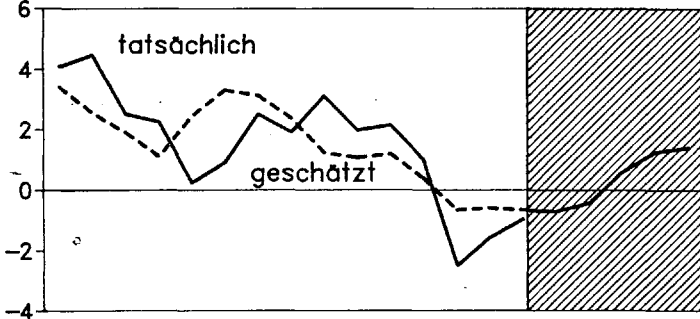
2.3. Die Zinsstruktur als Hilfsmittel zur Prognose der Wirtschaftsentwicklung im Jahr 1994

Die bisherigen Untersuchungen haben gezeigt, daß Veränderungen in der Zinsstruktur ein geeigneter Frühindikator für die wirtschaftliche Aktivität sind. Dabei ist die Zinsdifferenz in der Periode t geeignet, die Zuwachsrate des BIP in der Periode $t+k$ zu prognostizieren. Dieser Zusammenhang läßt sich für die aktuelle

Schaubild 3

Die Zinsdifferenz als Instrument zur Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts im Jahr 1994

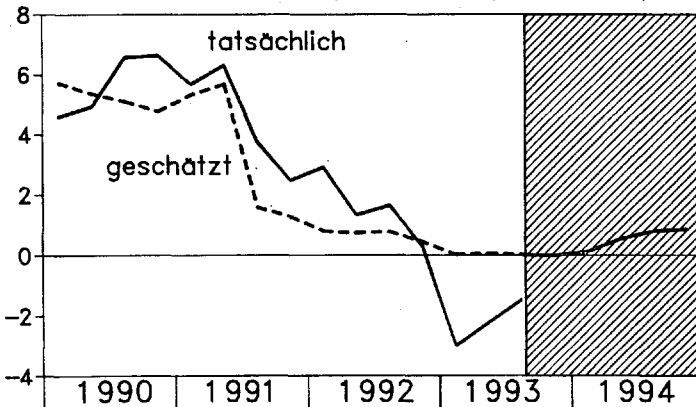
vH Deutschland, Schätzperiode 1990/I bis 1993/III



Schätzgleichung: $\Delta \text{Vj. BIP}_t = 2.17 + 1.66 \text{ ZDIF}_{t-4} (R1.0J-i3M) + \epsilon_t$
 (0.41)* (0.45)*

$\bar{R}^2 = 0.47$ SEE = 1.44 DW = 1.17

Westdeutschland, Schätzperiode 1971/1 bis 1993/III



Schätzgleichung: $\Delta \text{Vj. BIP}_t = 1.52 + 0.69 \text{ ZDIF}_{t-4} (R1.0J-i3M) + 3.69 \text{ D1} - 0.32 \text{ D2} + \epsilon_t$
 (0.22)* (0.09)* (0.67) (0.62)

D1 = Dummy Deutsche Vereinigung 1989/4 bis 1991/2 = 1, sonst 0

D2 = Dummy Finanzierung Deutsche Einheit 1991/3 bis 1994/4 = 1

$\bar{R}^2 = 0.47$ SEE = 1.68 DW = 0.78

Konjunkturprognose nutzen. So sind gegenwärtig bis einschließlich des vierten Quartals 1993 Beobachtungen für die Zinsdifferenz verfügbar, entsprechend ist es für eine Prognose des BIP im Jahr 1994 nicht notwendig, zusätzliche Annahmen zu machen. In Schaubild 3 sind die Prognosewerte für die Zuwachsraten des BIP in Deutschland und in Westdeutschland sowie die dazugehörigen Schätzgleichungen dargestellt. Dabei ergibt sich aus den vorliegenden Werten für die Zinsdifferenz für den Jahresdurchschnitt 1994 eine Zunahme des BIP in Höhe von 0,6 vH für Westdeutschland und von 0,7 vH für Gesamtdeutschland. Die beiden Schätzungen scheinen nicht voll kompatibel, da angesichts des im Vergleich zu Westdeutschland deutlich höheren Wirtschaftswachstums die Zuwachsraten des gesamtdeutschen BIP die des westdeutschen BIP um rund 0,5 vH übertreffen sollte. Dies liegt jedoch im Bereich des Standardfehlers, der bei beiden Schätzgleichungen rund 1,5 Prozentpunkte beträgt. Insgesamt läßt die Entwicklung der Zinsstruktur eine mäßige Aufwärtsentwicklung für den Verlauf des BIP im kommenden Jahr erwarten.

3. Die Zinsstruktur und Veränderungen im Tempo der Inflation

3.1. Der Ansatz von Mishkin

Ausgangspunkt des Ansatzes von Mishkin [1990a] ist die Fisher-Gleichung:

$$(1) \quad E_t \pi_t^m = i_t^m - r_t^m.$$

Dabei entspricht $E_t \pi_t^m$ der zum Zeitpunkt t erwarteten jährlichen Inflationsrate für den Zeitraum t bis $t+m$, i_t^m ist der Nominalzins zum Zeitpunkt t für den Laufzeitbereich t bis $t+m$, und r_t^m bildet den (ex ante) Realzins zum Zeitpunkt t für den Laufzeitbereich t bis $t+m$ ab.

Die im Zeitraum t bis $t+m$ realisierte Inflationsrate (π_t^m) entspricht der erwarteten Inflationsrate zuzüglich eines Prognosefehlers (ε_t^m)

$$(2) \quad \pi_t^m = E_t \pi_t^m + \varepsilon_t^m.$$

Durch Einsetzen von (2) in (1) erhält man:

$$(3) \quad \pi_t^m = i_t^m - r_t^m + \varepsilon_t^m.$$

Will man eine Beziehung zwischen der Veränderung der Inflationsrate zwischen den Perioden t bis $t+m$ und t bis $t+n$ und der entsprechenden Zinsdifferenz herstellen, so muß man von Gleichung (3) die Inflationsrate für den Zeitraum t bis $t+n$ (π_t^n) abziehen. Dann ergibt sich:

$$(4) \quad \pi_t^m - \pi_t^n = (i_t^m - i_t^n) + (r_t^m - r_t^n) + (\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^n).$$

Mishkin [1990a] unterstellt, daß sich der Realzins im Zeitraum $t+m$ bis $t+n$ nicht verändert. Unterstellt man fernerhin rationale Erwartungen, so müssen die Prognosefehler zum Zeitpunkt t unverzerrt sein. Mit diesen beiden Annahmen ergibt sich folgende Schätzgleichung:

$$(5) \quad \pi_t^m - \pi_t^n = \alpha + \beta(i_t^m - i_t^n) + v^{m,n}.$$

Die Koeffizienten der Schätzgleichung lassen sich wie folgt interpretieren: Die Konstante α gibt an, wie sich das Inflationstempo ändert, wenn die Zinsdifferenz gleich Null ist; β gibt das Verhältnis zwischen der Zinsdifferenz und der Änderung des Inflationstempos an. Wenn $\beta=1$ wäre, würde eine Zunahme der Differenz der Nominalzinsen zwischen den Laufzeitbereichen $t+m$ und $t+n$ eine entsprechende Erhöhung der Inflationsrate im Zeitraum $t+m$ bis $t+n$ signalisieren. Abweichend von der zunächst unterstellten Fristenkongruenz soll zusätzlich das Zinsspektrum für den gesamten Laufzeitbereich und nicht nur für den Zeitraum, auf den sich die erwartete Inflationsveränderung bezieht, in Betracht gezogen werden.

3.2. Schätzgleichung und Daten

Im folgenden sollen zwei verschiedene Arten von Schätzgleichungen für Westdeutschland geprüft werden. Bei dem ersten Ansatz entspricht der Laufzeitbereich der Zinsstruktur exakt dem Zeitraum, für den die Veränderung der Inflationsrate gemessen wird. Beim zweiten Ansatz wird davon abgewichen; Veränderungen der Inflationsraten für unterschiedliche Zeiträume werden jeweils durch die Zinsdifferenz zwischen der Umlaufrendite für Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld erklärt. Die Schätzung wird jeweils nach der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) vorgenommen. Da einzelne Beobachtungen sich auf überlappende Zeiträume beziehen, werden die Standardfehler nach dem Verfahren von Newey und West [1987] um Autokorrelation und Heteroskedasizität bereinigt.

Die Inflationsraten, die den Berechnungen für Veränderungen im Inflations-tempo zugrunde gelegt werden, sind — entsprechend den Zinsen — durchschnittliche jährliche Veränderungsraten. So wird beispielsweise die Inflationsrate zwischen dem Quartal t und dem Quartal $t+20$ folgendermaßen berechnet:

$$\pi_t^{20} = \left[\left[\frac{CPI_{t+20}}{CPI_t} \right]^{\frac{4}{20}} - 1 \right] * 100.$$

Als Berechnungsgrundlage wurden saisonbereinigte Werte für den vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte gewählt.

3.3. Ergebnisse

Die Ergebnisse in Tabelle 5 zeigen, daß die Zinsstruktur im Bereich zwischen ein und zwei Jahren Laufzeit keine Information über entsprechende Veränderungen im Tempo der Inflation enthält. Im Gegensatz dazu erweist sich die Zinsstruktur als gut geeignet, um Veränderungen im Tempo der Inflation über einen Zeitraum von ein bis fünf Jahren zu prognostizieren.¹ Ein ähnliches Bild ergibt sich, wenn die Kongruenz der Laufzeit der Renditen und des Zeitraums der Inflationsveränderung aufgehoben wird. Auch wenn man das gesamte Laufzeitspektrum der Zinsen zugrunde legt, kann die Zinsstruktur kurzfristige Veränderungen im Tempo der Inflation nicht prognostizieren. Veränderungen der Inflation auf die längere Frist werden jedoch ebenfalls angezeigt.

Diese Ergebnisse legen die Vermutung nahe, daß Änderungen in der nominalen Zinsstruktur im kurzen Laufzeitbereich Veränderungen in den Realzinsen signalisieren, die entsprechende Portfolioanpassungen bei Unternehmen und Haushalten auslösen. Änderungen in der nominalen Zinsstruktur über einen längerfristigen Laufzeitbereich spiegeln dagegen überwiegend Inflationsänderungen wider.

¹ Ähnliche Ergebnisse sind von Jorion und Mishkin [1991] für eine Reihe von OECD-Ländern ermittelt worden.

Tabelle 5 — Schätzgleichungen zum Zusammenhang zwischen Inflation und Zinsstruktur in Westdeutschland 1970/I bis 1988/III (1991/III)

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha + \beta(i_t^m - i_t^n) + \varepsilon_t$$

	$\pi_t^m - \pi_t^n$	α	β	\bar{R}^2	N
(1)	$\pi_t^8 - \pi_t^4$	-0.11 (0.19)	0.18 (0.29)	0.01	87
(2)	$\pi_t^{20} - \pi_t^4$	-1.27 (0.34)*	0.97 (0.20)*	0.30	75

$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha + \beta(i_t^{10\text{Jahre}} - i_t^{3\text{Monate}}) + \varepsilon_t$					
		α	β	\bar{R}^2	N
(3)	$\pi_t^8 - \pi_t^4$	-0.10 (0.14)	0.06 (0.05)	0.04	87
(4)	$\pi_t^{20} - \pi_t^4$	-0.75 (0.38)*	0.40 (0.12)*	0.26	75

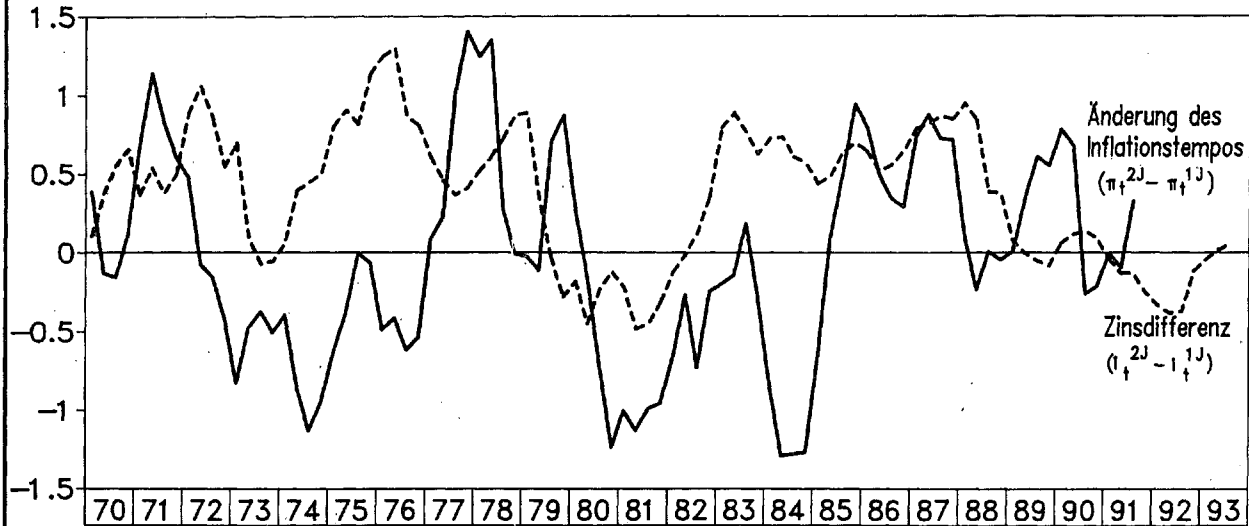
- Anmerkungen: (1) $\pi_t^m - \pi_t^n$ ist die Differenz zwischen der jährlichen Inflationsrate im Zeitraum t bis t+m und der jährlichen Inflationsrate im Zeitraum t bis t+n.
- (2) $i_t^m - i_t^n$ ist die Differenz zwischen den nominalen Zinssätzen in der Periode t für eine Laufzeit von m und von n Quartalen.
- (3) Die in Klammern angegebenen Standardfehler sind nach dem Verfahren von Newey und West (1987) um Autokorrelation und Heteroskedasizität bereinigt.

Die Ergebnisse stützen also die Hypothese, daß die Geldpolitik, die mit ihrer Zinspolitik die Zinsstruktur maßgeblich beeinflusst, zwar auf die kurze Frist die wirtschaftliche Aktivität stimulieren kann, mittelfristig aber nicht.

3.4. Implikationen für die Geldpolitik

Die Schaubilder 4 und 5 bilden den in den Gleichungen (1) und (2) geschätzten Zusammenhang in graphischer Form ab. Wie bereits vorab ermittelt, ist der Zusammenhang zwischen der Zinsstruktur und Änderungen im Tempo der Inflation nur auf die längere Frist evident. Dabei zeigt sich, daß die Zinsstruktur markante

Die Zinsdifferenz¹ als Prognoseinstrument für Änderungen im Tempo der Preisentwicklung²

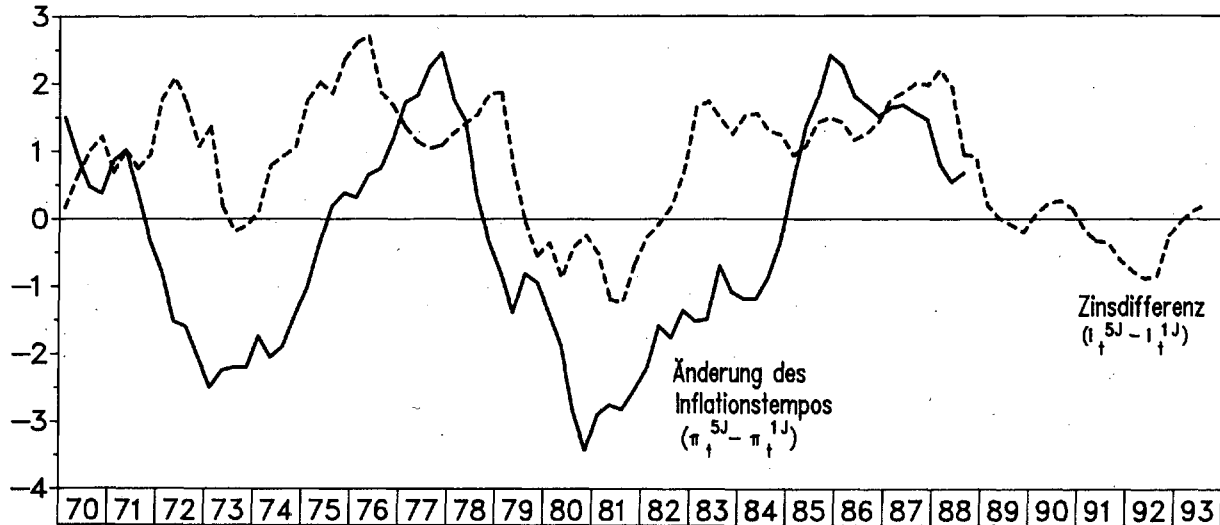


¹ $i_t^{2J} - i_t^{1J}$ = Zinsdifferenz zwischen der Umlaufrendite börsennotierter Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit von 2 Jahren und mit einer Restlaufzeit von 1 Jahr.

² $\pi_t^{2J} - \pi_t^{1J}$ = Differenz zwischen der jährlichen Inflationsrate im Zeitraum t bis $t+2$ Jahre und $t+1$ Jahr.



Die Zinsdifferenz¹ als Prognoseinstrument für Änderungen im Tempo der Preisentwicklung²



¹ $i_t^{5J} - i_t^{1J}$ = Zinsdifferenz zwischen der Umlaufrendite börsennotierter Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit von 5 Jahren und mit einer Restlaufzeit von 1 Jahr.

² $\pi_t^{5J} - \pi_t^{1J}$ = Differenz zwischen der jährlichen Inflationsrate im Zeitraum t bis $t+5$ Jahre und $t+1$ Jahr.



Änderungen des Preisauftriebs im Durchschnitt der kommenden fünf Jahre im Verhältnis zum Preisauftrieb im kommenden Jahr nicht nur frühzeitig, sondern auch richtig angezeigt hat, dies gilt sowohl für die Inflationsbeschleunigung Ende der siebziger/Anfang der achtziger Jahre als auch für die Inflationsbeschleunigung Ende der achtziger Jahre/Anfang der neunziger Jahre. Umgekehrt wurde auch die Inflationsberuhigung im Gefolge der Rezession Mitte der siebziger und Anfang der achtziger Jahre von den Finanzmarktteilnehmern richtig antizipiert. Die Bundesbank ist daher gut beraten, einen Anstieg der Zinsen im langen Laufzeitbereich im Verhältnis zu den Zinsen im kurzen Laufzeitbereich als Warnsignal für eine zukünftige Inflationsbeschleunigung zu werten. Gegenwärtig entsprechen die Renditen im Laufzeitbereich von fünf Jahren ungefähr jenen im Laufzeitbereich von einem Jahr. Eingesetzt in Gleichung (1) bedeutet dies, daß die Finanzmarktteilnehmer gegenwärtig erwarten, daß die durchschnittliche jährliche Inflationsrate im Verlauf der Jahre 1995 bis 1998 um reichlich einen Prozentpunkt niedriger sein wird als die Rate im vor uns liegenden Jahr, die nach vorliegenden Prognosen mit etwa 3 vH veranschlagt wird. Für den Durchschnitt der kommenden fünf Jahre wird mithin ein jährlicher Preisanstieg um etwa 2 vH erwartet. Dies entspricht in etwa der von der Bundesbank angestrebten Rate. Nach Einschätzung der Finanzmarktteilnehmer ist die gegenwärtige Geldpolitik der Bundesbank also durchaus kompatibel mit dem von ihr mittelfristig angestrebten Ziel.

4. Zusammenfassung

Die in dieser Untersuchung vorgelegte Evidenz spricht dafür, daß die Zinsstruktur auch nach Beginn der deutschen Vereinigung noch ein geeigneter Frühindikator für die wirtschaftliche Aktivität ist. Je steiler die aufwärtsgerichtete Zinsstrukturkurve wird bzw. je weniger steil die abwärtsgerichtete Zinsstrukturkurve ausfällt, desto günstiger entwickelt sich die wirtschaftliche Aktivität. Die Zinsstruktur ist nicht nur geeignet, um Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts im Verlaufe der kommenden vier bis sechs Quartale zu prognostizieren, sie kann auch Veränderungen der realen Inlandsnachfrage und der realen Ausstattungsinvestitionen gut vorhersagen. Nach der Erweiterung des Währungsraumes der D-Mark um die neuen Bundesländer Mitte 1990 bildet die Zinsstruktur die Erwartungen der Marktteilnehmer für Gesamtdeutschland ab, entsprechend sollte das gesamtdeutsche BIP als zu prognostizierende Variable gewählt werden. Für eine Prognose des westdeutschen BIP müssen zusätzlich die von

der Finanzpolitik ausgehenden Effekte die von der Finanzpolitik ausgehenden Effekte explizit berücksichtigt werden. Die im Frühjahr 1993 begonnene Tendenz zur Normalisierung der ausgeprägt inversen Zinsstruktur läßt für 1994 eine leichte Belebung der Konjunktur erwarten.

In bezug auf Änderungen im Tempo der Inflation erweist sich die Differenz der Zinssätze im Laufzeitbereich zwischen einem und fünf Jahren als geeignet, um eine markante Tempoänderung bei der Inflation in einem entsprechenden Zeitraum zu prognostizieren. Kürzerfristige Änderungen der Preise werden von der Zinsstruktur nicht verläßlich prognostiziert. Da es Ziel der Geldpolitik sein soll, nachhaltige Veränderungen des Preisniveaus zu vermeiden, kann die Zinsstruktur ein wichtiges Hilfsmittel für die aktuelle Geldpolitik sein. Dies bedeutet jedoch nicht, daß die Zinsstruktur eine geeignete geldpolitische Instrumentvariable darstellt. Die Wahl eines Zinsstrukturziels anstelle eines Geldmengenziels würde nämlich die Erwartungsbildung der Teilnehmer an den Finanzmärkten verändern. Die Zinsstruktur würde dann ihren Nutzen als Indikator für die zukünftige Entwicklung von Produktion und Preisen verlieren.

Literaturverzeichnis:

- BERNANKE, Ben S., "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads". *New England Economic Review*, November/Dezember 1990, S. 51-68.
- ESTRELLA, Arturo, HARDOUVELIS, Gikas A., "The Term Structure as A Predictor of Real Economic Activity". *The Journal of Finance*, Vol. XLVI, Nr. 2, Juni 1991, S. 555-576.
- FRIEDMAN, Benjamin M., KUTTNER, Kenneth M., "Money, Income, Prices and Interest Rates after the 1980s". *Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper*, Nr. 11. Juli 1990.
- HARVEY, Campbell R., "Interest Rate Based Forecasts of German Economic Growth". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 127, Tübingen 1991, S. 701-718.
- HESSE, Helmut, ROTH, Gisela, "Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik?" *Kredit und Kapital*, Heft 1, 1992, S. 1-25.
- HU, Zuli, "The Yield Curve and Real Activity". *IMF Working Paper*, Nr. 19, März 1993.
- JAEGER, Albert, "The Slope of the Yield Curve as a Predictor of Business Cycle Fluctuations", *WIFO Working Papers*, Nr. 46, Januar 1992.
- JORION, Phillippe, MISHKIN, Frederic, "A Multi-Country Comparison of Term Structure Forecasts at Long Horizons". *NBER Working Papers*, Nr. 3574, 1991.
- KRÄMER, Jörg W., LANGFELDT, Enno, "Die Zinsdifferenz als Frühindikator für die westdeutsche Konjunktur". *Die Weltwirtschaft*, Heft 1, Tübingen 1993, S. 34-42.
- MISHKIN, Frederic, "What Does the Term Structure Tell us About Future Inflation". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, 1990a, S. 77-95.
- MISHKIN, Frederic, "The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation". *The Quarterly Journal of Economics*, 1990b, S. 815-828.

- MISHKIN, Frederic, "A Multi-Country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure About Future Inflation". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, 1991, S. 2-22.
- NEWKEY, Witney, WEST, Ken, "A Simple Positive Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, 1987, S. 703-708.
- SCHMIDT, Klaus J.W., "Die Zinsstruktur als Prognoseinstrument der realwirtschaftlichen Entwicklung". *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Sonderheft 31, 1993, S. 257-285.
- STOCK, James, WATSON, Mark, "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", *NBER Macroeconomic Annual 1989*, Olivier J. BLANCHARD, Stanley FISHER (Hrsg.), MIT Press, Cambridge MA., S. 351-394.