

Prognostiziert die Zinsstruktur die Inflation in Deutschland?

Von Gerd Hansen, Kiel*

I. Einleitung

Mit dem Übergang der Geldpolitik auf die Europäische Zentralbank (EZB) fand eine Diskussion darüber statt, ob die europäische Geldpolitik an einem Geldmengenziel oder an einem Inflationsziel ausgerichtet werden soll. Die EZB hat es bisher vermieden, sich für die eine oder die andere Variante endgültig festzulegen, während die Deutsche Bundesbank sich ausdrücklich an einem Geldmengenziel für M3 orientiert hatte. Die hohe Volatilität der Geldmenge M3 hatte aber auch innerhalb der Bundesbank zu einer heftigen Diskussion über die Eignung des Geldmengenziels für die Geldpolitik geführt. Diese Volatilität der Geldmenge hat deutlich gemacht, daß die Zentralbank nur sehr bedingt eine Kontrolle über die Geldmenge ausübt. Ihr eigentliches Instrument ist der kurzfristige Zins in Form des Wertpapierpensionssatzes. Eine Orientierung an einem Inflationsziel wirft nicht weniger Probleme auf. Hier geht es wegen der langfristigen Verzögerung der Wirkung einer Geldmengenänderung um eine möglichst gute Prognose der zukünftigen Inflation. Gelingt eine solche Prognose nicht, so wird die Glaubwürdigkeit der Zentralbank relativ schnell auf eine harte Probe gestellt. Inflationsprognosen sind daher für eine am Inflationsziel orientierte Geldpolitik von großer Bedeutung.

Solche Inflationsprognosen können entweder aus einem stabilen Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmenge, wie z. B. aus dem sogenannten P-Stern-Modell bzw. aus einem vollständigen makroökonomischen Modell, oder aus den impliziten Erwartungen der Wirtschaftssubjekte abgeleitet werden, wie sie sich am Kapitalmarkt in Form der

* Ich danke Volker Clausen für Diskussionen sowie zahlreiche Verbesserungs- und Erweiterungsvorschläge zu früheren Versionen dieses Beitrags. Weitere Verbesserungsvorschläge verdanke ich einem anonymen Referee. Für eventuell verbliebene Unzulänglichkeiten ist ausschließlich der Autor verantwortlich.

Zinsstruktur manifestieren. Der letztgenannte Ansatz beruht auf der Fisher-Beziehung, die den nominalen Zins als Summe aus dem realen Zins und einer erwarteten Inflationsrate darstellt. Mishkin (1990, 1990a, 1992) hat für die Vereinigten Staaten den Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und zukünftiger Inflation untersucht. In der jüngeren deutschen Literatur gibt es eine Reihe von Studien, die sich mit der Eignung der Zinsstruktur als Prognoseinstrument der Geldpolitik befassen, wie z.B. Hesse und Roth (1992), Gerlach (1995), Koedijk und Kool (1995), Tsavalis and Wickens (1996), Wolters (1997), Schich (1999) sowie Jochum und Kirchgässner (1999), um nur einige zu nennen. In der Regel wird davon ausgegangen, daß sowohl Zinsen als auch Inflationsraten nichtstationäres Verhalten zeigen, so daß die Cointegrationsanalyse das geeignete Instrument ist um festzustellen, ob die Zinsstruktur Informationen bezüglich der zukünftigen Inflation enthält. Jochum und Kirchgässner kommen unter Verwendung der Cointegrationsanalyse zu dem Ergebnis, *„daß man kaum Evidenz für einen langfristigen Zusammenhang zwischen den Zinsen und der zukünftigen Inflation erhält. Die Möglichkeit, für Deutschland mit Hilfe der Zinsstruktur die zukünftige Inflation zu prognostizieren, muß daher als sehr gering eingestuft werden.“*

Im vorliegenden Beitrag soll dieses Ergebnis kritisch überprüft werden. Die Arbeit von Jochum und Kirchgässner ist durch zahlreiche, insbesondere bivariate Tests auf Cointegration gekennzeichnet, die nicht widerspruchsfrei sind und teilweise auch den multivariaten Tests auf Cointegrationsrang widersprechen. Das vorliegende Problem ist multivariater Natur und kann daher nicht in schrittweise bivariate Tests zerlegt werden. Hier wird daher im Gegensatz zu Jochum und Kirchgässner ausschließlich von einem Vektorfehlerkorrekturmodell ausgegangen, das mit Hilfe des Johansen-Verfahrens geschätzt wird.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert. In Abschnitt II. wird der Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und erwarteter Inflationsrate in Anlehnung an Mishkin (1990a, 1990b) bzw. Jochum und Kirchgässner (1999) kurz dargestellt. In Abschnitt III. wird die aus der Theorie abgeleitete Modellstruktur mit Hilfe des Johansen-Verfahrens überprüft. In Abschnitt IV. werden diese Schätzungen verwendet, um die Prognosegüte der Inflationsrate anhand der Zinsstruktur zu analysieren und diese mit Inflationsprognosen anhand des P-Stern-Modells zu vergleichen. Abschnitt V. faßt die Ergebnisse zusammen.

II. Zukünftige Inflation und Zinsstruktur

Ausgangspunkt der Analyse ist die Beziehung zwischen dem nominellen Zins für eine Restlaufzeit von m Perioden (i^m), der erwarteten Inflationsrate über diesen Zeithorizont $E(\pi^m)$ sowie dem Realzins für eine m -periodige Anlage (r^m) gemäß Gleichung (1).

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

Unter rationalen Erwartungen gemäß Gleichung (2)

$$(2) \quad E_t(\pi_t^m) = \pi_t^m - u_t^m$$

mit einer Störgröße u_t^m , die unabhängig und identisch verteilt ist, folgt aus Gleichung (1) die Beziehung (3) für den zukünftigen Realzins (r^m).

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

Geht man davon aus, daß sowohl die nominellen Zinsen als auch die zukünftigen Inflationsraten integriert vom Grade 1 sind, so postuliert Gleichung (3) eine stationäre Beziehung zwischen diesen beiden Variablen, d. h. einen stationären Realzins. Wenn der Realzins nicht stationär ist, so ist auch u^m nicht stationär, so daß die Inflationserwartungen nicht rational sind. Dies ist die erste überprüfbare Hypothese, die für alle Laufzeiten m Gültigkeit haben sollte. Der Ansatz von Mishkin berücksichtigt nun den Realzins für eine alternative Laufzeit n gemäß Gleichung (4).

$$(4) \quad r_t^n = i_t^n - \pi_t^n + u_t^n$$

Die Differenz zwischen Gleichung (4) und Gleichung (3) führt dann zu der bekannten Prognosegleichung für die zukünftige implizite Inflationsrate gemäß Gleichung (5).

$$(5) \quad \pi_t^m - \pi_t^n = (i_t^m - i_t^n) + \underbrace{(r_t^n - r_t^m) - (u_t^n - u_t^m)}_{= \varepsilon_t}$$

Für stationäre Realzinsen r^m und r^n kann man die beiden letzten Summanden auf der rechten Seite zu einer Störgröße ε_t zusammenfassen. Gleichung (5) impliziert dann zwei weitere Cointegrationsbeziehungen, nämlich die stationäre Differenz der Inflationsraten ($\pi^m - \pi^n$) und die stationäre Zinsdifferenz ($i^m - i^n$). Die Stationarität der Zinsdifferenzen

wurde unter anderem in den Arbeiten von Hall, Anderson und Granger (1992) postuliert. Wäre die Zinsdifferenz nichtstationär, so müßte auch $(\pi^m - \pi^n)$ nichtstationär sein, wenn man Stationarität der Realzinsen unterstellt. Eine der vier Cointegrationsbeziehungen folgt damit aus den übrigen drei. In einem Modell mit den Variablen π^m, π^n, i^m, i^n werden also insgesamt drei Cointegrationsbeziehungen erwartet, nämlich einerseits die stationären Realzinsen gemäß (3) und (4) und andererseits die stationäre Differenz der Inflationsraten $\pi^m - \pi^n$ bzw. die stationäre Zinsstruktur $i^m - i^n$. Wir können diese Struktur in Form der Gleichung (6) bzw. (6a) angeben, wobei α eine (4×3) -Matrix der Anpassungskoeffizienten ist.

$$(6) \quad \begin{pmatrix} \Delta\pi^m \\ \Delta\pi^n \\ \Delta i^m \\ \Delta i^n \end{pmatrix} = \alpha \begin{bmatrix} -1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 1 \\ 1 & -1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{-1}^m \\ \pi_{-1}^n \\ i_{-1}^m \\ i_{-1}^n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix}$$

$$(6a) \quad \begin{pmatrix} \Delta\pi^m \\ \Delta\pi^n \\ \Delta i^m \\ \Delta i^n \end{pmatrix} = \alpha \begin{bmatrix} -1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{-1}^m \\ \pi_{-1}^n \\ i_{-1}^m \\ i_{-1}^n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix}$$

Man erkennt leicht, daß (6) und (6a) äquivalent sind, da (6a) nur eine lineare Transformation von (6) ist. Die letzte Zeile von (6a) ergibt sich nämlich dadurch, daß man zu der mit (-1) multiplizierten 1. Zeile in Gleichung (6) die Zeile 2 addiert und Zeile 3 abzieht. Die Fisher-Gleichung für unterschiedliche Laufzeiten führt damit zu einem System mit drei unabhängigen langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen (Cointegrationsbeziehungen), die die Veränderung der vier betrachteten Variablen gemäß Gleichung (6) bzw. (6a) determinieren. Gleichung (5) ist daher keine selbständige Cointegrationsbeziehung, wie von Jochum und Kirchgässner unterstellt wird, sondern fügt dem System entweder die Stationarität der Zinsdifferenz oder der Inflationsdifferenz hinzu. Diese Restriktion im multivariaten System wird verletzt, wenn man alle möglichen bivariaten Kombinationen auf Stationarität testet. Deshalb sind die diversen bivariaten Cointegrationstests von Jochum und Kirchgässner nicht widerspruchsfrei. Schich schätzt ebenfalls die Gleichung (5).

Jochum und Kirchgässner fügen sogar auf der rechten Seite von (5) die nichtstationäre Variable π_{t-12}^{12} ein und erhalten für diese nichtbalancierte Gleichung erwartungsgemäß Durbin-Watson-Statistiken kleiner 0,2, d.h. keine Cointegration. Andere Autoren wie Koedijk und Kool (1995) beschränken sich von vornherein auf die Analyse der Gleichung (5) bzw.

der linearen Beziehungen $\pi^m = \alpha^m + \beta^m i^m$ und verkennen damit den multivariaten Charakter des Problems. Solche Cointegrationsregressionen unterstellen eine vorgegebene Kausalrichtung von $i^m - i^n$ zu $\pi^m - \pi^n$ bzw. von i^m zu π^m , d.h. schwache Exogenität von $i^m - i^n$ bzw. i^m .

Klassische Testkriterien sind nur anwendbar, wenn entweder die rechtseitigen Variablen streng exogen sind oder im Falle einer Cointegration zumindest schwach exogen sind. Entsprechende Tests schwacher Exogenität werden weder bei Jochum und Kirchgässner noch bei Koe-dijk und Kool durchgeführt. Im Vektorfehlerkorrekturmodell geben die Anpassungskoeffizienten α Auskunft darüber, ob einzelne Variablen schwach exogen sind.

Die Anpassungskoeffizienten der Matrix α geben an, wie die vier Variablen der linken Seite auf Abweichungen in den langfristig erwarteten Realzinsen für die beiden unterschiedlichen Laufzeiten bzw. in der langfristigen Zinsstruktur reagieren. Die von Mishkin und anderen durchgeführten bivariaten Analysen der Änderung der zukünftigen Inflationsraten in Abhängigkeit der Zinsstruktur betrachten demgegenüber nur einen Teil des Anpassungsprozesses, d.h. nur die Anpassung an Abweichungen von einer der drei Gleichgewichtsbeziehungen, nämlich der Zinsstruktur. Eine solche Modellvereinfachung erscheint aus der Sicht der Empirie unzulässig und könnte die Ursache für unzureichende Prognoseergebnisse sein.

Es wird deshalb an dieser Stelle von vornherein von einem System gemäß der Gleichung (6a) ausgegangen. Für die statistische Analyse muß angenommen werden, daß die Fehlerterme in den Gleichungen (6) und (6a) identisch verteilt sind, wobei eine Korrelation zwischen diesen Fehlergrößen zulässig ist. Ökonomische Zeitreihen weisen in der Regel eine Autokorrelation der Abweichungen von langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen auf, der man durch eine Erweiterung des Modells um verzögerte differenzierte Variablen Rechnung tragen kann. In der Theorie der Zinsstruktur wird ferner davon ausgegangen, daß Zinsdifferenzen teilweise auf einer konstanten Risikoprämie für Wertpapiere mit längerer Laufzeit beruhen. Wir haben daher in Modell (7) in den Cointegrationsbeziehungen ein konstantes Glied berücksichtigt.

$$(7) \quad \begin{pmatrix} \Delta \pi^m \\ \Delta \pi^n \\ \Delta i^m \\ \Delta i^n \end{pmatrix} = \alpha \begin{bmatrix} -1 & 0 & 1 & 0 & c_{mm} \\ 0 & -1 & 0 & 1 & c_{nn} \\ 0 & 0 & -1 & 1 & c_{mn} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{-1}^m \\ \pi_{-1}^n \\ i_{-1}^m \\ i_{-1}^n \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \pi_{-1}^m \\ \Delta \pi_{-1}^n \\ \Delta i_{-1}^m \\ \Delta i_{-1}^n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix}$$

Das System (7) stellt die einfachste Form eines Vektorfehlerkorrekturmodells mit reduziertem Rang in den Gleichgewichtsbeziehungen dar, das allgemein wie in (8) geschrieben wird

$$(8) \quad \Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + a \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

mit $y' = (\pi^m, \pi^n, i^m, i^n, 1)$, α als (4×3) -Matrix der Anpassungskoeffizienten und β' als (3×4) -Matrix der Cointegrationsbeziehungen und a als (4×4) -Matrix der kurzfristigen Effekte. Das für dieses Modell geeignete Verfahren ist das Maximum-Likelihood-Schätzverfahren von Johansen (1988), das explizit auf den Rang der Matrix β testet und damit überprüft, ob die Anzahl der im System vorhandenen Gleichgewichtsbeziehungen dem theoretischen Modell entspricht. Darüber hinaus kann man in diesem Verfahren die obigen Restriktionen auf β testen und multivariate Prognosen für die vier endogenen Variablen ermitteln.

Das Johansen-Verfahren kann auch verwendet werden, um die statistischen Eigenschaften der betrachteten Zeitreihen zu analysieren. Dabei geht es um drei Fragen:

1. Sind die verwendeten Zeitreihen integriert vom Grade 1 oder sind sie selbst stationär?
2. Können einzelne Variablen als schwach exogen angesehen werden, so daß man von einem bedingten Modell wie in einer bivariaten Cointegrationsregression ausgehen kann?
3. Können einzelne Variablen aus dem Modell ausgeschlossen werden? So könnten die Kapitalanleger bzgl. ihrer Inflationserwartungen nicht nach dem unterschiedlichen Zeithorizont unterscheiden, so daß eine der Variablen (π^m) bzw. (π^n) aus dem Modell ausgeschlossen werden kann.

III. Empirische Ergebnisse

Wir verwenden die monatlichen Zeitreihen für Nominalzinsen von festverzinslichen Wertpapieren mit einer Restlaufzeit von 1–5 Jahren gemäß der Kapitalmarktstatistik der Deutschen Bundesbank. Bezugspunkt ist jeweils der kurzfristige Zins einer einjährigen Anlage. Die Inflationsraten werden als gleitende Durchschnitte anhand des Preisindex der Lebenshaltung aller Haushalte über den entsprechenden Zeitraum errechnet. Die verwendeten Daten beziehen sich auf die Periode 72:1–99:9. Durch die Berechnung der gleitenden Fünfjahresdurchschnitte verkürzt

sich der Schätzzeitraum für die Zinsen im Fünfjahresbereich auf den Zeithorizont 72:1–94:9. Das Modell von Johansen erlaubt eine Spezifikation der Verzögerung im Modell anhand von Autokorrelationstests oder Informationskriterien wie dem Schwarz-Kriterium bzw. dem Hannan-Quinn-Kriterium. Wir haben eine solche Analyse durchgeführt und festgestellt, daß das Schwarz- und Hannan-Quinn-Kriterium eine Laglänge von zwei bevorzugen, so daß das Modell die Form der Gleichung (7) hat. Dabei ergeben die multivariaten Tests teilweise Autokorrelationen 1. Ordnung, die durch eine größere Laglänge nicht behoben werden können. Diese Autokorrelationen werden aber bei den Schätzungen als scheinbar unkorrelierte Gleichungen (SUR) nicht festgestellt.

Das Verfahren von Johansen unterstellt, daß die Abweichungen ε multivariat normal verteilt sind. Dies ist für Renditen in der Regel eine unrealistische Annahme, da Renditen eine größere Wahrscheinlichkeitsmasse an den Rändern der Verteilung aufweisen. Dementsprechend zeigen unsere Tests auf Normalverteilung insbesondere in den Zinsgleichungen eine Verletzung der Normalverteilungsannahme. Simulationsuntersuchungen des Johansen-Verfahrens anhand von Innovationen, die nicht normalverteilt sind, zeigen jedoch, daß die Tests auf Cointegrationsrang robust sind gegenüber kleineren Verletzungen der Normalverteilungsannahme (Silvapulle and Podivinski (1995)).

Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 für die Zeitreiheneigenschaften und in Tabelle 2 für die Cointegrationstests sowie die Anpassungskoeffizienten und die Tests auf Gültigkeit der Restriktionen wiedergegeben.

Tabelle 1a zeigt, daß der ADF-Test die Hypothese der Nichtstationarität der Variablen nicht ablehnt. Die differenzierten Variablen ergaben sich als stationär. Eine Verallgemeinerung dieser univariaten ADF-Tests ist der multivariate Likelihood-Verhältnis-(LR)-Test auf Stationarität nach Johansen. Er testet, ob einzelne Zeitreihen des Systems eine Teilmenge des durch den bereits gefundenen Rang aufgespannten Cointegrationsraums sind (vgl. Johansen (1995, S. 74)). Die Frage der Stationarität einzelner Zeitreihen wird als Hypothese über den Parameterraum des multivariaten Systems formuliert anstatt sie für jede Zeitreihe wie im ADF-Test isoliert zu untersuchen. Wir haben hier jeweils π^1 und i^1 mit den π^n, i^n -Werten der Laufzeiten $n = 2, 3, 4, 5$ getestet. Die χ^2 -verteilten Teststatistiken für die betreffenden Variablen sind spaltenweise angegeben. Es zeigt sich, daß auch nach diesem Test im wesentlichen alle Variablen als I(1) (nichtstationär) anzusehen sind mit Ausnahme von i^1 in den Variablensätzen mit i^n, π^n für $n = 3, 4, 5$. Allerdings ergeben sich die

Tabelle 1a

Test auf Stationarität der Inflationsraten und Nominalzinsen

	ADF-Test (krit. Wert = -1.95)	LR-Test auf Stationarität der Niveauvariablen (krit. Wert = 3.84)				LR-Test auf Stationarität der Realzinsen und Zinsdifferenzen (krit. Wert = 3.84)				
π^1	-0.77	10.1	3.6	4.7	10.1	i^1	9.6	2.6	.40	.50
i^1	-0.40	9.6	2.6	.40	.50	$i^1 - \pi^1$	0.8	.01	3.76	4.65
π^2	-1.24	19.7				$i^2 - \pi^2$.00			
i^2	-0.46	9.9				$i^3 - \pi^3$.62		
π^3	-1.19		3.6			$i^4 - \pi^4$.87	
i^3	-0.49		3.6			$i^5 - \pi^5$.69
π^4	-1.17			3.6		$i^2 - i^1$	2.24			
i^5	-0.50			5.6		$i^3 - i^1$.19		
π^5	-1.22				7.4	$i^4 - i^1$			1.87	
i^5	-0.52				4.4	$i^5 - i^1$				4.55

Tabelle 1b

Tests auf schwache Exogenität und Ausschluß einzelner Variablen

	LR-Test auf schwache Exogenität (krit. Wert = 7.81)				LR-Test auf Ausschluß (krit. Wert = 7.81)			
π^1	36.2	18.6	19.8	14.7	40.5	25.7	29.8	36.1
i^1	14.2	10.4	12.1	14.6	13.8	4.1	9.3	23.6
π^2	37.6				44.0			
i^2	13.4				13.4			
π^3		49.4				25.6		
i^3		12.3				4.8		
π^4			67.9				22.3	
i^4			15.4				6.3	
π^5				62.2				15.3
i^5				17.5				22.8

Realzinsen und Zinsdifferenzen als stationär mit Ausnahme von $i^1 - \pi^1$ und $i^5 - i^1$ im Variablensatz i^1 , $i^1 - \pi^1$, $i^5 - \pi^5$, $i^5 - i^1$.

Insgesamt zeigen diese Tests, daß sowohl die Inflationsraten als auch die Zinsen integriert vom Grade Eins, die Realzinsen und Zinsspreads jedoch stationär sind.

In den bivariaten Analysen von Jochum und Kirchgässner sowie von Koedijk und Kool wird die Annahme schwacher Exogenität gemacht, ohne diese zu testen. Johansen (1995, S. 121 ff.) zeigt, daß schwache Exogenität aber nur im vollen System getestet werden kann.

In Tabelle 1b sind Tests auf schwache Exogenität und auf Ausschluß von Variablen gegeben. Danach wird schwache Exogenität für alle Variablen abgelehnt. Dieses Ergebnis bestätigt die Unglaubwürdigkeit bivariater Cointegrationstests. Die Tests auf Ausschluß von Variablen in Tabelle (1b) zeigen, daß lediglich i^1 und i^3 in dem Datensatz π^1 , i^1 , π^3 , i^3 ausgeschlossen werden könnten.

In Tabellen 2a und 2b werden die Ergebnisse der Cointegrationsanalyse wiedergegeben. Getestet wird zunächst auf den Cointegrationsrang (siehe Tabelle 2a) in dem jeweiligen Variablensatz (π^1, i^1, π^m, i^m) für $m = 2, 3, 4, 5$. In Spalte 3 und 4 sind jeweils die λ_{\max} und Trace-Statistik gegeben. Diese Tests nehmen in allen Fällen drei Cointegrationsbeziehungen an. Dabei wird im Zweifelsfall anhand der λ_{\max} -Statistik entschieden, ob der letzte Eigenwert signifikant von Null verschieden ist. In den Fällen $m = 4$ und $m = 5$ nimmt der Trace-Test die Hypothese $H_0 : r = 2$ ganz knapp an. Der λ_{\max} -Test weist aber eindeutig auf einen signifikanten dritten Eigenwert hin. Als nächstes testen wir die Restriktionen, daß diese drei Cointegrationsbeziehungen jeweils die Realzinsen und der Zinsspread (**mit Konstanter in der Cointegrationsbeziehung**) sind (siehe Spalte 5 der Tabelle (2a)). Diese Nullhypothese kann für alle vier Fälle aufgrund des marginalen Signifikanzniveaus des $\chi^2(3)$ -Tests (siehe p-Wert) nicht abgelehnt werden. Das marginale Signifikanzniveau dieser Tests nimmt zwar mit steigender Laufzeitdifferenz ab, ist aber stets deutlich größer 5%. Die Autokorrelation 1. Ordnung konnte in den sparsam parametrisierten scheinbar unabhängigen Regressionsgleichungen (SUR) eliminiert werden.

Für eine vollständige Cointegrationsanalyse sind die Anpassungskoeffizienten α_{ij} von großer Bedeutung. Wir haben bereits in Tabelle (1b) getestet, ob einzelne Variablen schwach exogen sind, d.h. nicht von den gefundenen Cointegrationsbeziehungen abhängen. Die Anpassungskoeffizienten der Tabelle 2b zeigen aber die genaue Struktur der Abhängigkeit

Tabelle 2a

Tests auf Cointegrationsrang und auf Restriktionen der Erwartungstheorie gemäß Gleichung (7) im Variablensatz (π^1, i^1, π^m, i^m)

		Rangtest ¹		χ^2 -Test ² auf Restriktionen (6a)	Cointegrationskonstante (Standardabweichung)
1	2	3	4	5	6
π^m, i^m	r	λ_{\max}	Trace		
π^2, i^2	0	63.41*	111.84*	$\chi^2(3) = 2.45$	-3.04(-.376)
	1	22.01*	48.43*	p -Wert = .48	-3.37(.325)
	2	19.48*	27.42*	LM(1) = .00;	-59(.163)
	3	7.94	7.94	LM(4) = .22	
π^3, i^3	0	67.16*	108.42*	$\chi^2(3) = 1.82$	-3.06(.392)
	1	19.70*	41.26*	p -Wert = .61	-3.70(.314)
	2	12.34*	21.56*	LM(1) = .01	-66(.177)
	3	9.22	9.22	LM(4) = .38	
π^4, i^4	0	83.36*	126.15*	$\chi^2(3) = 5.36$	-3.17(.379)
	1	23.02*	42.79*	p -Wert = .15	-3.97(.322)
	2	12.80*	19.77	LM(1) = .00	-0.85(.195)
	3	6.97	6.97	LM(4) = .27	
π^5, i^5	0	77.81*	121.18*	$\chi^2(3) = 5.63$	-3.16(.41)
	1	24.11*	43.36*	p -Wert = .13	-4.14(.384)
	2	14.58*	19.25	LM(1) = .14	-1.06(.185)
	3	4.67	4.67	LM(4) = .09	

1. * bedeutet, daß der Wert auf dem 5%-Niveau signifikant ist.

Die 5%-kritischen Werte für ($r = 0, 1, 2, 3$) sind für $\lambda_{\max} = (18.69; 14.80; 10.86; 9.13)$ und für die trace-Statistik trace = (53.42; 34.80; 19.99; 9.13).

2. $\chi^2(3)$ bzw. p -Wert sind die Teststatistiken bzw. das Signifikanzniveau des Tests auf die Restriktionen, daß Realzinsen und Zinsspread die stationären Cointegrationsbeziehungen sind.

LM(1) und LM(4) sind die (marginalen) Signifikanzniveaus der LM-Tests auf Autokorrelation 1. und 4. Ordnung.

Tabelle 2b

Anpassungskoeffizienten α_{mj} ($i = 1, 2, 3, 4$; $j = 1, 2, 3$) (t-Werte in Klammern)

1	2	3	4	5
Coint.vektor	$\Delta\pi^1$	$\Delta\pi^m$	Δi^1	Δi^m
$i^i - \pi^1 - c_{11}$.189(6.4)	.095(6.2)	-.005(.6)	-.032(.9)
$i^2 - \pi^2 - c_{22}$	-.203(6.7)	-.108(6.9)	-.129(.6)	-.021(.6)
$i^2 - i^1 - c_{21}$.209(3.4)	.124(3.8)	.142(1.5)	-.080(1.1)
$i^1 - \pi^1 - c_{11}$.110(4.6)	.053(6.5)	-.047(1.3)	-.040(1.5)
$i^3 - \pi^3 - c_{33}$	-.086(2.5)	-.065(5.7)	.016(.3)	-.061(1.6)
$i^3 - i^1 - c_{31}$	-.110(5.2)	-.065(5.7)	.016(.3)	-.061(1.6)
$i^1 - \pi^1 - c_{11}$.085(4.1)	.034(6.8)	-.062(2.0)	-.050(2.4)
$i^4 - \pi^4 - c_{44}$	-.089(5.0)	-.33(7.7)	-.005(1.7)	-.005(.30)
$i^4 - i^1 - c_{41}$	-.061(2.2)	.048(7.1)	-.004(.09)	-.059(2.1)
$i^1 - \pi^1 - c_{11}$	-.062(3.1)	.027(6.7)	-.072(2.5)	-.049(2.6)
$I^5 - \pi^5 - c_{55}$	-.071(4.2)	-.019(5.8)	.006(.27)	-.001(0.6)
$i^5 - i^1 - c_{51}$.027(1.0)	.041(7.5)	-.014(.06)	-.048(1.9)

von den in Spalte 1 angegebenen Cointegrationsbeziehungen. In der Kopfzeile sind die abhängigen Variablen ($\Delta\pi^1, \Delta\pi^m, \Delta i^1, \Delta i^m$) gemäß Gleichung (7) gegeben.

Im Gegensatz zu Jochum und Kirchgässner beeinflussen alle drei Cointegrationsbeziehungen vor allem die Änderung der Inflationsraten signifikant. Es gibt insbesondere einen Einfluß der Zinsstruktur auf die zukünftige Inflation wie von der Theorie behauptet wird. Allerdings nehmen die Anpassungskoeffizienten mit zunehmender Laufzeitdifferenz ab. Die Ergebnisse von Jochum und Kirchgässner beruhen offenbar darauf, daß nur der Einfluß einer Cointegrationsbeziehung, nämlich der Zinsdifferenz, untersucht wurde. Der Zinsspread beeinflusst die kurzfristigen Zinsen nicht wie es dem Zinsstrukturmodell entspräche. Für größere Laufzeitdifferenzen ($i^4 - i^1$) bzw. ($i^5 - i^1$) ergibt sich ein signifikanter Einfluß auf die langfristigen Zinsen Δi^4 bzw. Δi^5 . Dominant sind aber in jedem Fall die Einflüsse auf die Inflation.

IV. Prognose der Inflation

1. Prognose anhand des Zinsstrukturmodells

Im folgenden wird das Modell der Zinsstruktur für die Prognose der Inflation verwendet. Zuvor erfolgen zwei Anpassungen:

1. Das CATS-Programm des Johansen-Verfahrens erlaubt es nicht, insignifikante Koeffizienten differenzierter Variablen und einzelne Anpassungskoeffizienten zu eliminieren, um zu einer sparsamen Parametrisierung zu kommen.

Diese sparsame Parametrisierung erhalten wir durch eine Spezifizierung der einzelnen Gleichungen mittels schrittweiser Regression. Dabei werden nur Variablen aufgenommen, die zum 5%-Niveau signifikant sind. Anschließend wird dieses System mittels der verallgemeinerten KQ-Methode für scheinbar unkorrelierte Regressionen (SUR) geschätzt. Diese SUR-Schätzung berücksichtigt die hohe kontemporäre Korrelation zwischen den Zinssätzen und den beiden Inflationsraten. Die Ergebnisse dieser Schätzung (siehe Tabelle A1 im Anhang) unterscheiden sich nur geringfügig von denen des Johansen-Verfahrens. Sie zeigen aber, daß alle Gleichungen frei von Autokorrelation 1. Ordnung sind. Die Änderungen der Inflationsraten hängen entsprechend den Ergebnissen des Johansen-Verfahrens vor allem von den drei Cointegrationsbeziehungen ab, die aufgrund der sparsameren Parametrisierung deutlich signifikant sind.

2. Für die Geldpolitik ist wegen der langen Wirkungsverzögerung geldpolitischer Maßnahmen insbesondere eine Prognose für 24 Monate von Interesse. Diese wird rekursiv ab 1988:1 durchgeführt, indem jeweils der Schätzzeitraum um einen Monat verlängert wird. Zum Vergleich wird auch eine 12-Monatsprognose herangezogen.

Dazu wurde das System von jeweils vier Gleichungen zusammen mit den definitorischen Gleichungen für $\Delta\pi^m$ und Δi^m zur Ex-ante-Prognose mittels Gauß-Seidel-Verfahren verwendet.

2. Prognose anhand des P-Stern-Modells

Einen absoluten Vergleichsmaßstab für die Beurteilung der Prognosegüte anhand der Zinsstruktur gibt es nicht. Für die Ausgestaltung der Geldpolitik geht es aber vor allem um die Frage, ob die Verwendung der Geldmenge als Zwischenziel einer Orientierung an einer Inflationspro-

gnose vorzuziehen ist, so daß als Vergleichsmaßstab eine Inflationsprognose anhand der Geldmenge für die gestellte Frage besonders interessant ist.

In der neueren Literatur wird für die Beziehung zwischen Geldmenge und Inflation insbesondere das P-Stern-Modell von Hallman et al. (1991) verwendet. Für die Bundesrepublik wurde dieser Ansatz insbesondere von der Deutschen Bundesbank (Monatsbericht, Januar 1992) favorisiert. Siehe dazu auch die Arbeiten von Issing und Tödter (1995) sowie Tödter und Reimers (1994). Das P-Stern-Modell geht von der Quantitätsgleichung in logarithmierten Variablen

$$p = m - y + v$$

aus, wobei p das Preisniveau, m die Geldmenge, y das Produktionsniveau (output) und v die Umlaufgeschwindigkeit bezeichnen. Das mit einer gegebenen Geldmenge vereinbare Gleichgewichtspreisniveau p^* ergibt sich, indem man y durch das gleichgewichtige Produktionsniveau y^* und v durch die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit v^* ersetzt, so daß gilt

$$p^* = m + y^* - v^*.$$

Die durch kurzfristige Preisrigidität entstehende Preislücke bei einer gegebenen Geldmenge m ergibt sich dann als

$$p - p^* = (y - y^*) - (v - v^*).$$

Die Preislücke hat zwei Komponenten, nämlich eine Outputlücke ($y - y^*$) und eine Liquiditätslücke ($v - v^*$). Liegt der tatsächliche Output z.B. kurzfristig unter dem gleichgewichtigen Output, so kann das Preisniveau auch unter dem langfristigen Preisniveau liegen. Eine höhere Geldmenge führt kurzfristig zu einer sinkenden Umlaufgeschwindigkeit $v - v^* < 0$ und damit zum Aufbau einer Preislücke. Diese Zusammenhänge sind rein definitorisch. Sie bekommen einen ökonomischen Gehalt durch zwei zusätzliche Annahmen, nämlich

1. durch die Festlegung der Gleichgewichtswerte y^* und v^* und
2. durch die Annahme eines walrasianischen Anpassungsprozesses, der angibt, wie diese Gleichgewichtswerte durch Preisanpassung erreicht werden.

Bei der Festlegung der Gleichgewichtswerte kann man entweder von einer stabilen langfristigen Geldnachfragefunktion ausgehen (siehe Reimers und Tödter (1994)) oder mit Hilfe statistischer Verfahren die Trendwerte y^* und v^* bestimmen. Es ist bekannt, daß in der Bundesrepublik die Umlaufgeschwindigkeit trendmäßig abnimmt. Ebenso kann man von einer langfristig durchschnittlichen Wachstumsrate des Outputs ausgehen. Eine solche lineare Trendschätzung ist jedoch unnötig restriktiv, da sie z.B. die beobachtete Abnahme der Wachstumsrate des Outputs nicht ausreichend berücksichtigt. Als flexibleres Verfahren der Trendbestimmung wird hier daher der Hodrick-Prescott-Filter verwendet, wie dieses u. a. in der Arbeit von Wesche (1998) geschieht.

Der Anpassungsmechanismus wird in Form eines Fehlerkorrekturmodells

$$(12) \quad \Delta p = \alpha(p - p^*)_{-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta p_{-i} + u$$

formuliert, das eine flexiblere dynamische Anpassung durch den zweiten Term auf der rechten Seite berücksichtigt. Die Preislücke ist als stationärer Gleichgewichtsfehler im Sinne der Cointegrationstheorie aufzufassen.

Üblicherweise wird als Output das Bruttoinlandsprodukt und als Preisniveau der Preisindex des Bruttoinlandsprodukts verwendet. Da hier mit den Inflationsprognosen des Zinsstrukturmodells verglichen werden soll, verwenden wir den Preisindex der Lebenshaltung und definieren die Umlaufgeschwindigkeit v mit Hilfe dieses Preisindex. Ein Nachteil des P-Stern-Modells ist die Tatsache, daß Daten des Bruttoinlandsprodukts nur vierteljährlich vorliegen, so daß das P-Stern-Modell nicht auf Monatsbasis geschätzt werden kann. Gleichung (12) wird so reparametrisiert, daß die Jahresinflationsrate $\Delta^4 p = p - p_{-4}$ erklärt wird, da diese prognostiziert werden soll. In Gleichung (12) wird daher auf beiden Seiten

$$(13) \quad p_{-1} - p_{-4} = (p_{-1} - p_{-2}) + (p_{-2} - p_{-3}) + (p_{-3} - p_{-4})$$

addiert. Wir erhalten dann für $q = 3$

$$(14) \quad \Delta^4 p = p - p_{-4} = \alpha(p - p^*)_{-1} + \sum_{i=1}^q (1 + \beta_i) \Delta p_{-i} + u.$$

Da KQ-Schätzer invariant gegenüber linearen Transformationen sind, liefern KQ-Schätzungen von (12) und (14) äquivalente Ergebnisse. In (14) sind die Koeffizienten von Δp_{-i} im Vergleich zu (12) lediglich um Eins erhöht.

Augmented-Dickey-Fuller-Tests bestätigen die Stationarität der Preislücke und der differenzierten Variablen. Die Verwendung der Geldmenge und des realen Bruttoinlandsprodukts in der Inflationsprognose erfordert eine Modellierung des Strukturbruchs durch die Wiedervereinigung. Wir haben einerseits ab 90:3 die Originaldaten für das gesamtdeutsche Bruttoinlandsprodukt und die gesamtdeutsche Geldmenge verwendet und den Bruch durch eine Dummyvariable (DUM) modelliert, die ab 1990:3 den Wert der Umlaufgeschwindigkeit annimmt. Alternativ haben wir beide Variablen um den Strukturbruch in 1990:3 durch die Wiedervereinigung bereinigt und für diese bereinigten Daten y^* und v^* berechnet.

Die folgenden Schätzergebnisse für das P-Stern-Modell zeigen eine recht gute Erklärung für die deutsche Inflationsrate.

Ergebnis für unbereinigte Daten:

$$(15) \quad \begin{aligned} \Delta^4 p = & -0.084 (p - p^*)_{-1} + 1.163 \Delta p_{-1} + 1.190 \Delta p_{-2} + 1.335 \Delta p_{-3} \\ & (-4.58) \quad (13.6) \quad (12.8) \quad (14.9) \\ & + 0.243 \Delta p_{-5} + -0.094 DUM; \quad R^2 = 0.961; \quad DW = 1.98; \quad SL(Q) = 0.90 \\ & (2.8) \quad (-1.97) \end{aligned}$$

Ergebnis für bereinigte Daten:

$$(16) \quad \begin{aligned} \Delta^4 p = & -0.093 (p - p^*)_{-1} + 1.162 \Delta p_{-1} + 1.143 \Delta p_{-2} + 1.353 \Delta p_{-3} + 0.279 \Delta p_{-5}; \\ & (-4.69) \quad (14.0) \quad (12.8) \quad (15.5) \quad (3.2) \\ & R^2 = 0.96; \quad DW = 2.10; \quad SL(Q) = 0.78 \end{aligned}$$

Beide Ergebnisse unterscheiden sich nur geringfügig.

Wir haben die Gleichung (15) auch mit einer Trennung der Preislücke in eine Outputlücke $y - y^*$ und eine Liquiditätslücke $v^* - v$ geschätzt. Die Hypothese, daß beide Komponenten den gleichen Einfluß auf $\Delta^4 p$ haben, kann mit einem marginalen Signifikanzniveau von 0.46 angenommen werden.

Die obige Schätzung zeigt weder eine Autokorrelation der Störgröße 1. Ordnung noch höherer Ordnung aufgrund der Durbin-Watson-Statistik (DW) bzw. des Signifikanzniveaus der Box-Ljung-Q-Statistik (SL(Q)).

Erweiterungen des P-Stern-Modells berücksichtigen kurzfristige Effekte einer importierten Inflation (vgl. Reimers und Tödter (1996)). Wir haben für diese Variable keinen signifikanten Einfluß gefunden.

Das P-Stern-Modell erklärt die heutige Inflationsrate. Für die auf zwei Jahre vorausschauende Geldpolitik bedeutet dies, daß jeweils für 8 Quartale prognostiziert werden muß. Eine solche Prognose setzt eine Prognose des gleichgewichtigen Preisniveaus p^* voraus. Wir prognostizieren diese Variable mit Hilfe eines autoregressiven Prozesses:

$$(17) \quad \Delta p^* = \underset{(-8.08)}{-0.019} \Delta p^*_{-1} + \underset{(1.90)}{.096} \Delta p^*_{-2} - 1.588; \quad R^2 = 0.74; \quad DW = 1.31; \quad SL(Q) = 0.38$$

3. Prognoseergebnisse

Die Abbildungen 1 auf S. 571 geben die sukzessiven Einjahresprognosen (12-Monatsprognosen) für die in den einjährigen (P1D) bzw. in den zweijährigen (P2D) Realzins eingehende Inflationsrate an. Darunter findet man die entsprechenden Zweijahresprognosen (24-Monatsprognosen). Dabei kennzeichnet die Ziffer in P1D bzw. P2D die entsprechende Restlaufzeit des Zinsstrukturmodells, nämlich eine einjährige bzw. zweijährige Restlaufzeit. Der letzte Index z.B. P1D1 versus P1D2 gibt den Prognosehorizont (ein- bzw. zweijährig) an.

Die Abbildung der Einjahresprognose (D1) zeigt, daß P1D1 und noch stärker P2D1 die tatsächliche Inflationsrate (P) vor allem bei sinkender Inflation unterschätzen. Im Zinsgipfel von 1991/92 ist diese Unterschätzung jedoch gering, fällt aber für P2D1 größer aus als für P1D1.

Für die Zweijahresprognose in der Abbildung 1 auf S. 571 unten (Ex-ante-Prognose des Modells über 24 Monate) ergeben sich nur geringe Unterschiede zwischen den beiden Inflationsraten P1D2 und P2D2, obwohl die Unterschätzung insbesondere in den Jahren 1992–1996, d.h. in den Perioden niedriger Inflation, zunimmt. Diese Asymmetrie in der Treffsicherheit der Inflationsprognose aus dem Zinsstrukturmodell tritt besonders hervor. Entweder Kapitalanleger scheinen bei ihrer Anlageentscheidung der Inflation nur dann eine größere Bedeutung beizumessen, wenn diese steigt, oder die Über- bzw. Unterschätzung resultiert aus der Annahme einer konstanten Risikoprämie für längerfristige Anlagen. Kapitalmarktrenditen sind bekanntlich durch variable Risikoprämien gekennzeichnet. Bei niedrigen Zinsen ist wegen des Kapitalverlustrisikos

durch Zinserhöhungen eine höhere Risikoprämie als bei hohen Zinsen zu erwarten. Bei hohen Zinsen kann die Risikoprämie im Fall der inversen Zinsstruktur auch negativ sein.

Die beiden Abbildungen auf S. 572 zeigen die Prognosen des Zinsstrukturmodells mit ein- und dreijähriger Restlaufzeit. Hier zeigt sich insbesondere eine Überschätzung der Inflationsrate im Zinsanstieg 1989/90 und 1991/92.

Die Abbildungen 2 vergleichen die Inflationsprognose anhand des Zinsstrukturmodells mit der des P-Stern-Modells. Für die nicht um den Wiedervereinigungsschock korrigierten Daten (Abbildungen 2 auf S. 574) überschätzt das P-Stern-Modell die Inflation unmittelbar nach der deutschen Währungsunion in 1990 aufgrund der Geldmengenentwicklung. Die Dummyvariable für 1990:3 vermag diesen Effekt nicht zu neutralisieren. Nach der extremen Überschätzung der Inflation in 1991 überschätzt das P-Stern-Modell die tatsächliche Inflation in 1992/96 moderat. Dieser Effekt ergibt sich aus der Geldmengenentwicklung.

In den Abbildungen 2 auf S. 573 werden die Inflationsprognosen für die um den Wiedervereinigungsschock bereinigten Daten mit den Prognosen aus dem Zinsstrukturmodell der ein- und zweijährigen Renditen verglichen. Nach der Wiedervereinigung unterschätzt das P-Stern-Modell jetzt die Inflation, führt aber ab 1993 zu einer Überschätzung.

Im Vergleich zum P-Stern-Ansatz ist aber für das ein- und zweijährige Zinsstrukturmodell eine deutliche Überlegenheit zu erkennen. Im P-Stern-Ansatz können kurzfristige Irregularitäten in der Entwicklung von M3 stärker verzerrte Inflationsprognosen induzieren, als dies im Zinsstrukturmodell der Fall ist.

Tabelle 3 gibt die mittleren quadratischen Prognosefehler. Es zeigt sich, daß in den meisten Fällen das Zinsstrukturmodell besser abschneidet als das P-Stern-Modell.

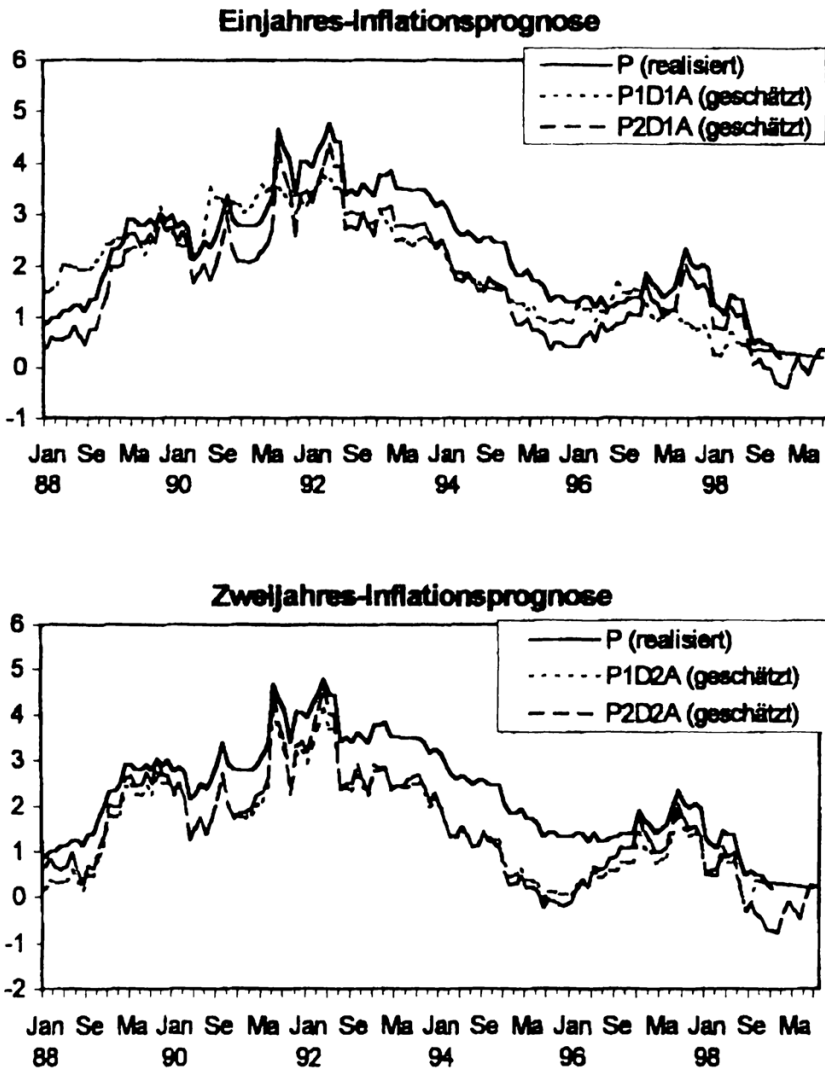


Abbildung 1: Inflationsprognose anhand der Zinsstruktur

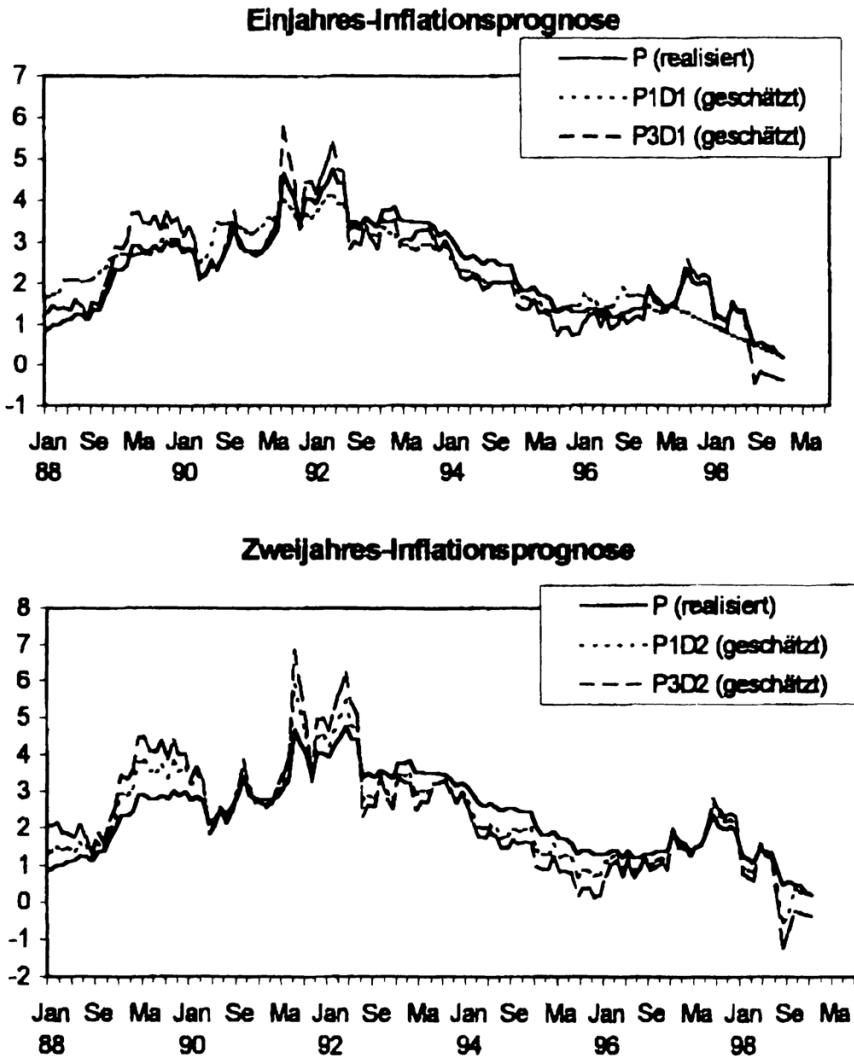
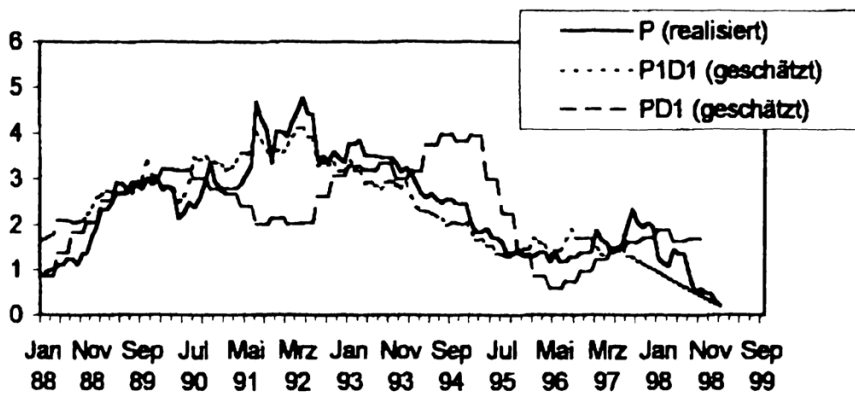


Abbildung 1 (Fortsetzung): Inflationsprognose anhand der Zinsstruktur

Einjahres-Inflationsprognose



Zweijahres-Inflationsprognose

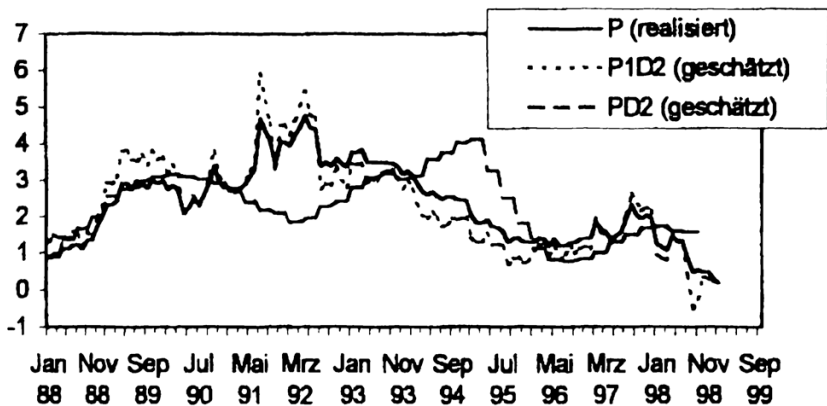
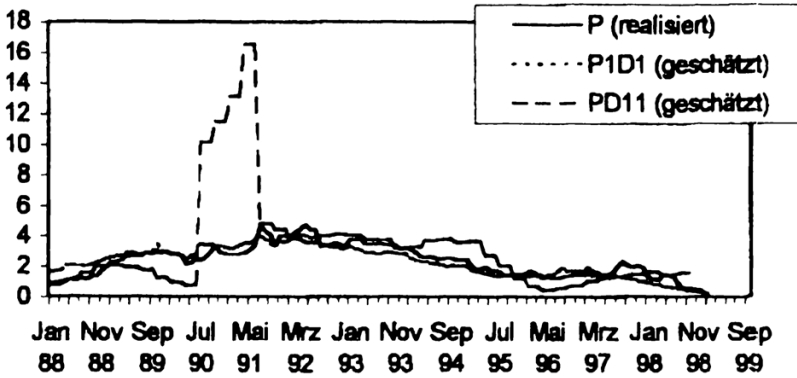


Abbildung 2: Vergleich der Inflationsprognose von Zinsstruktur und P-Stern-Modell

Einjahres-Inflationsprognose



Zweijahres-Inflationsprognose

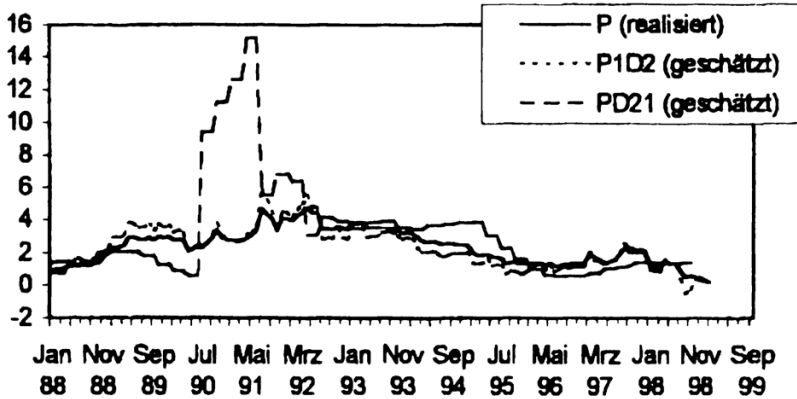


Abbildung 2 (Fortsetzung): Vergleich der Inflationsprognose von Zinsstruktur und P-Stern-Modell

Tabelle 3

Mittlere Quadratische Prognosefehler (RMSE) der Inflationsrate des Zinsstruktur- und P-Stern-Modells

Modell	Zinsstruktur		P-Stern	
	1- und 2jährig	1- und 3jährig	unbereinigte Daten	bereinigte Daten
P1D1	.563	.404	1.448	0.658
P2D1(P3D1)	.570	.351		
P1D2	.860	.377	1.528	0.705
P2D2(P3D2)	.669	.778		

V. Schlußfolgerung

Dieser Beitrag untersucht, ob ein multivariates Cointegrationsmodell (Vektorfehlerkorrekturmodell) der Zinsstruktur zur Prognose der Inflation geeignet ist und damit eine Informationsvariable für eine an der Inflationsprognose orientierte Geldpolitik darstellt. Es wurde mit Hilfe des Johansen-Verfahrens festgestellt, daß es in einem Variablensatz mit zwei zukünftigen Inflationsraten und zwei Zinssätzen theoriegemäß drei Cointegrationsbeziehungen gibt, nämlich zwei stationäre Realzinsen und die stationäre Zinsstruktur. Dieses Ergebnis gilt für unterschiedliche Laufzeiten der Wertpapierzinsen. Mit zunehmender Laufzeitdifferenz werden diese Restriktionen jedoch mit geringerem Signifikanzniveau angenommen. Die Schätzergebnisse zeigen, daß insbesondere die Inflationsraten von allen drei Cointegrationsbeziehungen abhängen. Ein bivariates Modell, wie es von Jochum und Kirchgässner bzw. von Koedijk und Kool verwendet wurde, beschreibt die Zusammenhänge nur unzureichend.

Schrittweise Ex-ante-Prognosen über 12 bzw. 24 Monate ergaben eine Unterschätzung der tatsächlichen Inflation in Phasen sinkender Zinsen und teilweise eine Überschätzung in Phasen steigender Zinsen.

Im Vergleich zu einer Inflationsprognose anhand des P-Stern-Modells ergab sich aber insgesamt eine bessere Prognose. Die Aussage von Jochum und Kirchgässner, daß die Zinsstruktur zur Inflationsprognose für Deutschland nicht geeignet ist, kann daher widerlegt werden.

Literatur

Deutsche Bundesbank: Monatsbericht, Januar 1992. – *Gerlach*, St. (1995): The Information Content of the Term Structure: Evidence for Germany, CEPR Discussion Paper 1264. – *Hall*, A. D., H. M. *Anderson* and C. W. J. *Granger* (1992): A Cointegration Analysis of Treasury Bill Rates, *The Review of Economics and Statistics*, LXXIV, 116–126. – *Hallman*, J. J., R. D. *Porter* and D. H. *Small* (1991): Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?, *American Economic Review*, 81, Nr. 4, S. 841–858. – *Hassler*, U. and D. *Nautz* (1998): The Link between German Short- and Long-term Interest Rates: Some Evidence against a Term Structure Oriented Monetary Policy. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 217, S. 241–226. – *Hesse*, H. und G. *Roth* (1992): Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik?, *Kredit und Kapital*, 25, S. 1–25. – *Issing*, O. und K.-H. *Tödter* (1995): Geldmenge und Preise im vereinigten Deutschland, in: D. Duwendag (Hrsg.), *Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Bd. 235, S. 97–123. – *Jochum*, Ch. und G. *Kirchgässner* (1999): Hat die Zinsstruktur Aussagekraft für die zukünftige Inflation in Deutschland?, *Kredit und Kapital*, Heft 4, S. 493–519. – *Johansen*, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegrated Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, S. 231–254. – *Johansen*, S. (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford, 1995. – *Koedijk*, K. G. und C. J. M. *Kool* (1995), Future Inflation and the Information in International Term Structures, *Empirical Economics* 20, S.217–242. – *Mishkin*, F. (1990a): The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation, *Quarterly Journal of Economics*, 25, S. 77–95. – *Mishkin*, F. (1990b): What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation? *Journal of Monetary Economics*, 105, S. 818–828. – *Mishkin*, F. (1992): Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates, *Journal of Monetary Economics*, 30, S. 195–215. – *Schich*, S. (1999): The Information Content of the German Term Structure Regarding Inflation, *Applied Financial Economics*, 9, S.385–395. – *Silva-pulle*, P. and J. M. *Podivinski* (1995): The Effect of Nonnormal Disturbances and Conditional Heteroscedasticity on Multiple Cointegration Tests, La Trobe University, School of Economics and Commerce, Discussion Paper No. 1.95.30. – *Tödter*, K. H. and H.-E. *Reimers* (1994): P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 131, Heft 1, S. 273–289 – *Tzavalis*, E. and M. R. *Wickens* (1996): Forecasting Inflation from the Term Structure, *Journal of Empirical Finance*, 3, S. 103–122. – *Wesche* (1998): Die Geldnachfrage in Europa, *Aggregationsprobleme und Empirie*, *Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge*, 154, Heidelberg. – *Wolters*, J. (1997): The Term Structure and Money Growth as Leading Indicator of Inflation: An Empirical Analysis for Germany, In: *Social and Structural Change – Consequences for Business Cycle Surveys*; Selected paper presented at the 23rd Cired conference Helsinki 1997. Edited by K.-H. *Oppenländer* und G. *Poser*, Ashgate, Aldershot.

Anhang

Tabelle A1: SUR-Schätzung eines sparsam parametrisierten VECM für $i = 2, 3, 4, 5$ (t -Werte in Klammern, c_j sind die konstanten der Cointegrationsbeziehungen)

1	abhängige Variable	$(i_1 - \pi_1 - c_{i1})$	$(i_2 - \pi_2 - c_{i2})$	$(i_3 - i_1 - c_{i3})$	$\Delta i_{1,-1}$	$\Delta i_{2,-1}$	$\Delta \pi_{3,-1}$	DW
2	$\Delta \pi_1$.192 (6.85)	-.191 (-7.19)	.206 (5.28)				1.82
	$\Delta \pi_2$.098 (6.83)	-.101 (-7.46)	.126 (6.30)				1.93
	Δi_1	-.015 (-2.43)			-.247 (-3.82)	.554 (9.16)		2.04
	Δi_2		-.012 (-2.70)		.217 (5.07)			1.97
	$\Delta \pi_1$.100 (4.76)	-.099 (-5.24)	.102 (4.11)				1.82
3	$\Delta \pi_3$.055 (7.81)	-.058 (-9.11)	.070 (8.38)				1.80
	Δi_1	-.016 (-2.42)			-.178 (-2.75)	.537 (-7.26)	-.249 (-1.48)	2.01
	Δi_3	-.009 (-1.89)		-.024 (-1.40)	.163 (4.53)			1.89
	$\Delta \pi_1$.045 (2.66)	-.043 (-3.14)					1.82
	$\Delta \pi_4$.030 (7.09)	-.033 (-9.11)	.041 (9.68)				1.87
4	Δi_1	-.014 (-2.12)			-.160 (-2.42)	.550 (6.55)		1.98
	Δi_4	-.009 (-1.83)		-.011 (-.83)	.144 (3.74)			1.82
	$\Delta \pi_1$.036 (2.17)	-.035 (-2.66)					1.80
	$\Delta \pi_5$.022 (6.33)	-.024 (-8.33)	.029 (9.50)				1.76
	Δi_1	-.013 (-1.90)			-.243 (-4.19)	.766 (7.08)		1.93
5	Δi_5	-.006 (-1.41)		-.011 (-.96)	.244 (4.15)			1.99

Zusammenfassung

Prognostiziert die Zinsstruktur die Inflation in Deutschland?

Dieser Beitrag untersucht die Eignung eines multivariaten Cointegrationsmodells der Zinsstruktur für die Prognose der Inflation und damit für eine an der Inflationsprognose orientierte Geldpolitik. In einem Variablensatz mit zwei zukünftigen Inflationsraten und zwei Zinssätzen ergaben sich theoriegemäß drei Cointegrationsbeziehungen. Die Schätzergebnisse zeigen, daß die Inflationsraten von allen drei Cointegrationsbeziehungen abhängen. Die in der Literatur verwendeten bivariaten Modelle beschreiben die Zusammenhänge daher nur unzureichend.

Im Vergleich zu einer Inflationsprognose anhand des P-Stern-Modells ergab sich anhand der Zinsstruktur eine bessere Prognose. (JEL E 43, E 47, E 52, C 52, C 53)

Summary

Does the Interest-Rate Structure Forecast Inflation in Germany?

This article analyses whether or not a multivariate co-integration model of the interest-rate structure is appropriate for forecasting inflation and, thus, for a money supply policy oriented at inflation forecasts. According to the theory, a set of variables with two future rates of inflation and two rates of interest produced three co-integration relationships. The estimated results show that rates of inflation depend on all three co-integration relationships. It follows therefrom that the bi-variate models employed in the specialised literature describe the interrelationships in an only unsatisfactory manner.

The inflation forecast based on the interest-rate structure was better than the forecast based on the P-Star model.

Résumé

La structure des taux d'intérêt pronostique t-elle l'inflation en Allemagne?

Dans cet article, l'auteur examine si un modèle de cointégration à variables multiples de la structure des taux d'intérêt est adéquat pour pronostiquer l'inflation et par conséquent la politique monétaire basée sur ce pronostic. Dans une variable avec deux taux d'inflation futurs et deux taux d'intérêt, il y avait théoriquement trois rapports de cointégration. Les résultats estimés montrent que les taux d'inflation dépendent des trois rapports de cointégration. Les modèles à deux variables utilisés dans la littérature ne décrivent donc pas suffisamment ces rapports.

La structure des taux d'intérêt pronostique mieux l'inflation que le modèle «P-Star».