Kredit und Kapital, Heft 4/1999
Seiten 493 - 519

Hat die Zinsstruktur Aussagekraft für die zukünftige Inflation in Deutschland?

Eine Kritik des Mishkin-Ansatzes*

Von Christian Jochum, Basel, und Gebhard Kirchgässner, St. Gallen

I. Einleitung

Auch wenn man – wie die Deutsche Bundesbank – ein Geldmengenziel verfolgt, ist es sinnvoll, alle jene Indikatoren zu betrachten, die Information über die zukünftige Preisentwicklung enthalten könnten. Schließlich ist eine bestimmte Entwicklung der Geldmenge nur ein Zwischenziel zur Erreichung des eigentlichen Ziels, der Preisstabilität. Als ein solcher zusätzlicher Indikator bietet sich die Zinsstruktur an. Auf der Grundlage der *Fisher*-Beziehung, welche den nominalen Zins als Summe aus realem Zins und erwarteter Inflationsrate darstellt, sollten Prognosen der zukünftigen Preisentwicklung möglich sein. Tatsächlich wurde auch auf Basis dieser Beziehung zunächst von *F. S. Mishkin* (1990, 1990a, 1992) für die Vereinigten Staaten und im Anschluß daran von weiteren Autoren auch für andere Länder der Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und zukünftiger Inflation untersucht.[1]

Diese Untersuchungen weisen jedoch erhebliche methodische Mängel auf. Zum einen wird zumeist die Stationarität der untersuchten Varia-

* Wir danken der Deutschen Bundesbank für die Zurverfügungstellung der Zinsdaten und einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise.

1 Siehe z.B. *E. F. Fama* (1990), *F. Browne* und *P. Manasse* (1990), *Ph. Jorion* und *F. S. Mishkin* (1991), *D. Robertson* (1992), *J. A. Frankel* und *C. S. Lown* (1994), *K. G. Koedijk* und *C. J. M. Kool* (1995), und *P. N. Ireland* (1996) für die Vereinigten Staaten, *J. W. Krämer* und *E. Langfeldt* (1993), *St. Gerlach* (1995) sowie *S. T. Schich* (1996) für Deutschland, *A. Estrella* und *F. S. Mishkin* (1997) für eine ganze Reihe von Ländern sowie *Th. Langenegger* (1998) für die Schweiz. Daneben gibt es eine Reihe von Arbeiten, die die Prognoseeigenschaften der Zinsstruktur für die reale wirtschaftliche Entwicklung untersuchen. Für die Bundesrepublik Deutschland siehe hierzu *J. W. Krämer* und *E. Langfeld* (1993), *E. P. Davis* und *S. G. B. Henry* (1994), *H. Hesse* und *G. Roth* (1992), *J. Ragnitz* (1994), *H. M. Hagen* und *G. Kirchgässner* (1996) sowie *G. Kirchgässner* und *M. Savioz* (1998).

blen vorausgesetzt und auf Einheitswurzel- und Kointegrationstests weitestgehend verzichtet. Dies stellt die Qualität der Resultate in Frage. Andererseits fehlen in den Schätzgleichungen verzögerte endogene Variablen. Gemäß dem Konzept der Granger-Kausalität müssen diese jedoch berücksichtigt werden, wenn Scheinkorrelationen vermieden werden sollen. Beides wurde in den in der Tradition von *F. S. Mishkin* stehenden Untersuchungen nur ungenügend beachtet.

Eine Reihe von Autoren hat jedoch den Zeitreiheneigenschaften der zugrundeliegenden Serien Aufmerksamkeit gewidmet und insbesondere die Stationaritätseigenschaft näher analysiert.[2] Mit der Ausnahme von *A. Rose* (1988), der bei der Inflationsrate Stationarität und nur bei den Zinsen Nichtstationarität findet, und *T. Choudhry* (1997), der keine Einheitswurzel im kurzfristigen deutschen Zinssatz findet, kann zumindest für Monatsdaten (bzw. auch für Daten mit noch höherer Frequenz) die Nullhypothese der Nichtstationarität weder bei den Zinsen noch bei der Inflationsrate verworfen werden.[3] Dies gilt auch für diejenigen Arbeiten, die sich mit der deutschen Zinsstruktur befassen.[4] Sind die Daten jedoch nichtstationär, so kann die Fisher-Beziehung langfristig nur gelten, wenn Inflationsraten und Zinssätze kointegriert sind und damit einem gemeinsamen stochastischen Trend folgen. Die empirische Evidenz zur Beantwortung dieser Frage ist uneinheitlich: *F. S. Mishkin* (1992) folgt dem Zwei-Schritt-Verfahren von *R. F. Engle* und *C. W. J. Granger* (1987) und findet nur schwache Hinweise auf Kointegration. Auch die für mehrere Länder geschätzten Resultate von *T. Engsted* (1995) ergeben kein eindeutiges Bild der langfristigen Beziehung zwischen den Variablen. Dagegen finden *W. J. Crowder* und *D. L. Hoffman* (1996) sowie *M. S. Wallace* und *J. T. Warner* (1993), die das multivariate Verfahren von *S. Johansen* (1988) verwenden, daß die Nullhypothese einer (1, -1)-Beziehung zwi-

2 Siehe hierzu *A. Rose* (1988), *F. S. Mishkin* (1992), *M. S. Wallace* und *J. T. Warner* (1993), *T. Engsted* (1995), *M. Evans* und *K. Lewis* (1995), *W. J. Crowder* und *D. L. Hoffman* (1996), *E. Tzavalis* und *M. R. Wickens* (1996), *T. Choudhry* (1997) und *K. Cuthbertson, S. Hayes,* und *D. Nitzsche* (1998)

3 Wie mehrere Studien zeigen, hängt die Stationaritätseigenschaft von Zinsdaten von der Erhebungsfrequenz ab: Während bei Monatsdaten fast ausschließlich Nichtstationarität angetroffen wird, deuten die Ergebnisse mit Quartalsdaten häufig auf Stationarität hin. (Siehe hierzu *G. Kirchgässner* und *J. Wolters* (1990, 1995) sowie *G. Kirchgässner* und *M. Savioz* (1998)). Daneben zeigen *U. Hassler* und *J. Wolters* (1995) sowie *R. T. Baillie, C.-F. Chung* und *M. A. Tieslau* (1996), daß Inflationsraten weder eindeutig I(0) noch I(1), sondern fraktional integriert sein dürften.

4 Siehe hierzu *J. Wolters* (1997, 1998) sowie *U. Hassler* und *D. Nautz* (1998). – Zum Einfluß von Laufzeitpräferenzen der Investoren auf den Informationsgehalt der Zinsstruktur siehe auch *Deutsche Bundesbank* (1991).

schen der Inflationsrate und dem Zinssatz nicht widerlegt werden kann. Dasselbe Ergebnis erhalten *M. Evans* und *K. Lewis* (1995), die einen modifizierten Kleinstquadrate-Schätzer verwenden. Dagegen finden *E. Tzavalis* und *M. R. Wickens* (1996) nur unter Vorbehalt Evidenz für die Existenz einer Kointegrationsbeziehung. Die Frage, ob eine langfristige stationäre Beziehung zwischen diesen Variablen besteht, ist damit vorläufig offen.

Zielsetzung dieser Arbeit ist es, mit Monatsdaten für Deutschland von 1973 bis 1997 den Informationsgehalt der Zinsstruktur zur Prognose der zukünftigen Inflationsentwicklung mit Hilfe neuerer ökonometrischer Verfahren zu erfassen. Dazu untersuchen wir im Gegensatz zu den früheren Arbeiten wie z.B. *S. T. Schich* (1996), *J. Wolters* (1997, 1998) oder *U. Hassler* und *D. Nautz* (1998) das komplette Vier-Variablen-System, welches implizit im ursprünglichen Ansatz von *F. S. Mishkin* (1990, 1990a) enthalten ist, anstatt uns auf den üblichen bivariaten Ansatz zu beschränken. Dies erlaubt eine Reihe zusätzlicher Tests auf die langfristige Beziehung zwischen den Variablen.

Wir beginnen mit dem üblichen Ansatz und zeigen, daß die Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland jenen von *F. S. Mishkin* für die Vereinigten Staaten weitgehend ähnlich sind (Abschnitt II.). Zusätzliche erklärende Variable beeinflussen die Ergebnisse jedoch erheblich. Anschließend untersuchen wir die Zeitreiheneigenschaften der verschieden Variablen und verwenden den Kointegrationsansatz, um das langfristige Verhalten des Systems zu erfassen. Dabei testen wir sowohl die Nullhypothese der Kointegration als auch jene der Abwesenheit von Kointegration (Abschnitt III.). Die Kointegrationsbeziehungen, welche der Mishkin-Ansatz impliziert, müssen dabei meist verworfen werden. Damit erweist sich die Zinsstruktur als nur bedingt nützlich zur Vorhersage zukünftiger Inflation. Darüber hinaus wird in Abschnitt IV. gezeigt, daß der scheinbare Erfolg der ursprünglichen *Mishkin*-Regression eher von der negativen Korrelation zwischen kurzfristigem Zins und langfristiger Inflationsrate bestimmt wird als von einer positiven Korrelation zwischen langfristigem Zins und langfristiger Inflationsrate.

II. Der *Mishkin*-Ansatz

Wie *F. S. Mishkin* (1990, 1990a) nehmen wir unseren Ausgangspunkt bei der berühmten Beziehung von *I. Fisher* (1930),

$$i_t^m = E_t \pi_t^m + r_t^m, \tag{1}$$

wobei i_t^m der nominale m-Perioden-Zinssatz zum Zeitpunkt t und π_t^m die (durchschnittliche) Inflationsrate zwischen t und $t+m$ ist. r_t^m ist der durchschnittliche (ex ante) reale Zinssatz zum Zeitpunkt t (als Ertrag einer m-periodigen Anleihe), und $E_t(\cdot)$ ist der Erwartungsoperator. Die (ex post) Inflationsrate kann beschrieben werden als

$$\pi_t^m = E_t \pi_t^m + \varepsilon_t^m , \tag{2}$$

wobei ε_t^m der Vorhersagefehler ist. Setzt man (2) in die *Fisher*-Gleichung (1) ein, so bekommt man

$$\pi_t^m = i_t^m - r_t^m + \varepsilon_t^m . \tag{3}$$

Verwenden wir Beziehung (3) für zwei verschiedene Laufzeiten, m und n, und subtrahieren wir die beiden Gleichungen voneinander, wobei o. B. d. A. m die längere Laufzeit sein soll, so ergibt sich

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

Dies führt zu der bekannten Testgleichung

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

mit

$$v_t^{m.n} = -\alpha^{m.n} - (r_t^m - r_t^n) + (\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^m) . \tag{5'}$$

Gilt die Hypothese rationaler Erwartungen, so ist der Vorhersagefehler stationär. Sind die Differenzen zwischen den beiden Inflationsraten genauso wie diejenigen zwischen den beiden nominalen (realen) Zinssätzen stationär und sind sowohl die Differenzen zwischen den nominalen und realen Zinssätzen als auch jene zwischen den nominalen Zinssätzen und den Prognosefehlern nicht miteinander korreliert, dann kann Gleichung (5) mittels OLS geschätzt werden.[5] Selbst unter diesen extrem restriktiven Annahmen muß jedoch die Struktur des Fehlerterms (5′) beachtet werden, wenn getestet werden soll, ob der geschätzte Koeffi-

[5] Um die Unkorreliertheit zwischen den Differenzen der nominalen und der realen Zinssätze zu sichern, wird üblicherweise angenommen, daß letztere konstant ist. Dies ist eine reichlich restriktive, empirisch zumindest für die Ex-post-Zinssätze widerlegte Annahme. Noch restriktiver ist jedoch die Annahme der Unkorreliertheit zwischen den Differenzen der nominalen Zinssätze und der Prognosefehler, da sich aus der Fisher-Gleichung (1) eine perfekte partielle Korrelation zwischen nominalem Zinssatz und Prognosefehler ergibt.

zient $\beta^{m.n}$ signifikant von Null und/oder von 1.0 verschieden ist. Dieser folgt einem MA-Prozeß (mindestens) der Ordnung $m - n - 1$. Das übliche Vorgehen zur Berücksichtigung dieser Autokorrelation ist die Korrektur der geschätzten Varianzen nach *W. Newey* und *K. West* (1987). Um sicher zu sein, daß wir genügend verzögerte Werte berücksichtigt haben, verwenden wir bei der Berechnung der Varianzen der geschätzten Parameter jeweils $m - 1$ Verzögerungen.

Für die folgenden Berechnungen verwenden wir monatliche Daten zwischen Januar 1973 und Dezember 1997. Dies ergibt insgesamt 300 Beobachtungen. Für diesen Zeitraum stehen uns Zinssätze mit Laufzeiten von einem bis zu fünf Jahren zur Verfügung, so daß $m = 24$, 36, 48 und 60 Monate und $n = 12$ Monate gilt. Zur Bestimmung der Inflationsrate verwenden wir den Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte.[6] Da Gleichung (5) in die Zukunft gerichtet ist, steht für die eigentlichen Schätzungen nur eine entsprechend verringerte Zahl von Werten zur Verfügung, von 240 Beobachtungen (Januar 1973 bis Dezember 1992) für $m = 60$ bis zu 276 Beobachtungen (Januar 1973 bis Dezember 1995) für $m = 24$.

Seit der grundlegenden Arbeit von *C. W. J. Granger* (1969) ist bekannt, daß es bei Zeitreihendaten notwendig ist, verzögerte endogene Variable zu berücksichtigen, wenn man zufällige Korrelationen, die sich aus der Struktur der Zeitreihen ergeben, vermeiden will. Dies gilt insbesondere dann, wenn man die geschätzten Gleichungen zu Prognosezwecken verwenden will. Daher erweitern wir die Schätzgleichung (5) um zwei zusätzliche erklärende Variablen: (i) die zur Zeit t bekannte Inflation π^{12}_{t-12}; und (ii) die verzögerte endogene Variable $(\pi^{m}_{t-m} - \pi^{12}_{t-m})$.[7] Damit erhält die erweiterte Gleichung folgende Form:

$$(6)\quad (\pi^{m}_{t} - \pi^{12}_{t}) = \alpha^{m.12} + \beta^{m.12}_{1}(i^{m}_{t} - i^{12}_{t}) + \beta^{m.12}_{2}\pi^{12}_{t-12} + \beta^{m.12}_{3}(\pi^{m}_{t-m} - \pi^{12}_{t-m}) + \eta^{m.12}_{t}.$$

Die Ergebnisse sind in *Tabelle 1* dargestellt.[8] Solange wir die *Mishkin*-Gleichung in ihrer ursprünglichen Form schätzen, erhalten wir im wesentlichen die erwarteten Ergebnisse. Obwohl der Standardfehler der Residuen (SER) mit der Länge des Zeithorizontes zunimmt, steigen

---

6 Quelle der Daten: *Deutsche Bundesbank*. Die Zinssätze ergeben sich aus dem Preis von Nullkupon-Anleihen mit einer Restlaufzeit von 1 bis 5 Jahren. Die Inflationsrate wurde als annualisierte Differenz der logarithmierten Werte berechnet.

7 *Estrella* und *Mishkin* (1997) schließen ebenfalls eine verzögerte endogene Variable in die Regression ein.

8 Alle Berechnungen wurden mit RATS, Version 4.0, und CATS in RATS, Version 2.0, durchgeführt.

gleichzeitig der Erklärungsgehalt der Regression (R^2), die Größe von β_1 und dessen Signifikanz. So weicht der Koeffizient für $m = 24$ Monate bei einer Signifikanz (gegenüber Null) auf dem 10-Prozent-Niveau mit $\beta_1 = 0.289$ deutlich von dem im *Mishkin*-Ansatz unterstellten Wert ab, während er für $m = 60$ Monate bei einer Signifikanz auf dem 1-Prozent-Niveau mit $\beta_1 = 0.787$ fast den erwarteten Wert erreicht. Gleichzeitig ist er jetzt (im Gegensatz zu den kürzeren Zeithorizonten) zumindest auf dem 5-Prozent-Niveau nicht mehr signifikant vom theoretisch erwarteten Wert 1.0 verschieden.[9]

Bei Einbeziehung weiterer erklärender Variablen erweisen sich die geschätzten β_1-Koeffizienten jedoch als wenig robust. Der Koeffizient der bekannten Inflationsrate (β_2) ist andererseits in allen Fällen signifikant von Null verschieden; mit einer Ausnahme gilt dies sogar auf dem 1-Prozent-Niveau. Seine Einbeziehung erhöht auch das korrigierte R^2. Dagegen ist der geschätzte Koeffizient der um m Perioden verzögerten endogenen Variable nur für $m = 24$ und $m = 60$ Monate signifikant. Auch hat er nur für die 2-jährige Laufzeit das erwartete positive Vorzeichen. Vom Standpunkt des *Mishkin*-Ansatzes besonders bedenklich ist jedoch die Tendenz von β_1, kleiner zu werden und an Signifikanz zu verlieren, sobald weitere Variablen in der Regression berücksichtigt werden. Dabei ist dieses Verhalten für die langen Laufzeiten ($m = 48, 60$ Monate) besonders ausgeprägt. Insgesamt deuten die in *Tabelle 1* dargestellten Resultate somit darauf hin, daß der aus der *Fisher*-Gleichung abgeleitete *Mishkin*-Ansatz bestenfalls ein begrenzt zufriedenstellendes Mittel zur (statistisch gültigen) Vorhersage der Inflation in Deutschland ist.

Die sehr niedrigen Werte der *Durbin-Watson*-Teststatistik in *Tabelle 1* mit einem Maximum von 0.28 liegen für alle 16 Regressionen deutlich unter den Werten, welche von *R. F. Engle* und *C. W. J. Granger* (1987) als kritische Werte für die Existenz einer Kointegrationsbeziehung angegeben wurden. Dies spricht dafür, daß die Residuen der obigen Regressionen nichtstationär sind. Da sie jedoch einem *MA*-Prozeß sehr hoher Ordnung folgen, weshalb zumindest die ersten Autokorrelationskoeffizienten nahe bei Eins liegen sollten, kann diese Nichtstationarität auch nur scheinbar sein.

Die geschätzten partiellen Autokorrelationen weisen eher auf einen AR(1)-Prozeß als auf einen *MA*-Prozeß höherer Ordnung hin, wie das Beispiel der in *Abbildung 1* gezeigten partiellen Autokorrelationsfunk-

[9] Dies entspricht auch den Ergebnissen von *S. T. Schich* (1996), der für den Bereich von 3 bis 8 Jahren einen Zusammenhang zwischen Zinsstruktur und zukünftiger Inflationsentwicklung feststellt.

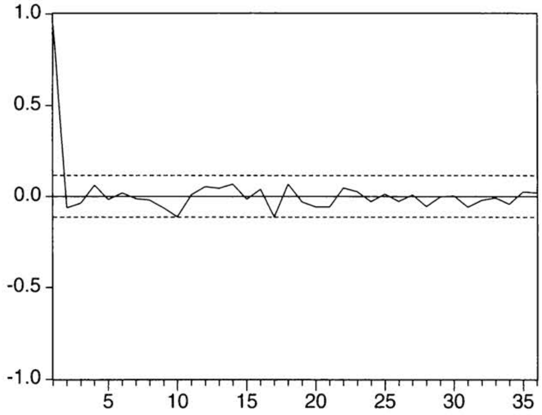

Abbildung 1: Partielle Autokorrelationskoeffizienten des Mishkin-Modells für fünf Jahre

tion für das (einfache) *Mishin*-Modell über einen Zeitraum von fünf Jahren zeigt: Die partiellen Autokorrelationen nehmen für Verzögerungen um mehr als eine Periode drastisch ab und sind kaum mehr signifikant von Null verschieden. Sollten die geringen Werte der *Durbin-Watson*-Statistiken Ergebnis eines nicht berücksichtigten $AR(1)$-Terms sein, so könnten die Schätzungen in *Tabelle 1* mittels GLS korrigiert werden. Daß dieser Weg nicht zum Ziel führt, macht ein *Ljung-Box*-Q-Test deutlich: Die Nullhypothese, daß alle geschätzten Autokorrelationen der Residuen mit $[t-i \mid i>1]$ nicht signifikant von Null verschieden sind, konnte in den 16 Gleichungen von Tabelle 1 mit nur zwei Ausnahmen immer verworfen werden. Dies unterstreicht die Notwendigkeit, die Zeitreiheneigenschaften von Inflationsraten und Zinssätzen zu berücksichtigen, wenn man gültige Aussagen über die Eignung der Zinsstruktur für die Prognose der zukünftigen Inflation machen möchte.

III. Tests auf Stationarität und Kointegration

Wie bereits ausgeführt wurde, besteht das Hauptproblem der in *Tabelle 1* gezeigten Resultate in der (ungetesteten) Annahme, daß die zugrundeliegenden Variablen stationär sind. Nun zeigen jedoch, wie bereits erwähnt wurde, bei Verwendung von Monatsdaten die deutschen Zinsen in aller Regel nicht-stationäres Verhalten. Nach den unbefriedi-

Tabelle 1

Schätzung des erweiterten MISHKIN-Modells

1/1973 – 12/1995

m	α	$β^1$	$β^2$	$β^3$	R^2	SER	DW	T
24	-0.185 (0.12)	0.289(*) (0.17)			0.041	0.605	0.117	276
24	0.366** (0.13)	0.141 (0.13)	-0.148** (0.03)		0.215	0.553	0.218	276
24	-0.163 (0.12)	0.493** (0.19)		0.260* (0.12)	0.099	0.583	0.180	276
24	0.381* (0.16)	0.366** (0.12)	-0.158** (0.04)	0.331** (0.10)	0.264	0.527	0.221	276
36	-0.436* (0.21)	0.453* (0.18)			0.111	0.912	0.100	264
36	0.689** (0.16)	0.237 (0.16)	-0.287** (0.03)		0.378	0.760	0.153	264
36	-0.326 (0.23)	0.491** (0.19)		-0.033 (0.27)	0.141	0.899	0.094	264
36	0.695** (0.17)	0.316** (0.14)	-0.296** (0.07)	0.081 (0.24)	0.336	0.790	0.146	264
48	-0.698** (0.27)	0.662** (0.14)			0.197	1.142	0.089	252
48	0.804** (0.15)	0.396* (0.16)	-0.377** (0.03)		0.478	0.914	0.147	252
48	-0.452* (0.22)	0.449 (0.34)		-0.307 (0.22)	0.321	1.076	0.090	252
48	0.832* (0.44)	0.183 (0.30)	-0.364* (0.15)	-0.164 (0.21)	0.454	0.965	0.134	252
60	-0.983** (0.33)	0.787** (0.12)			0.306	1.246	0.095	240
60	0.722** (0.22)	0.552** (0.13)	-0.418** (0.05)		0.578	0.956	0.158	240
60	-0.803(*) (0.44)	0.413* (0.20)		-0.512** (0.15)	0.569	0.964	0.114	240
60	1.099** (0.1755)	-0.076 (0.08)	-0.518** (0.05)	-0.339** (0.07)	0.761	0.718	0.282	240

Die Zahlen in Klammern sind die Werte der geschätzten Standardabweichungen. '**', '*' bzw. '(*)' zeigt an, daß der geschätzte Parameter auf dem 1-, 5- oder 10-Prozent-Niveau von Null verschieden ist. DW beschreibt den Wert der DURBIN-WATSON-Teststatistik, T ist die Zahl der verfügbaren Beobachtungen und SER ist der Standardfehler der Residuen. R^2 beschreibt das korrigierte Bestimmtheitsmaß. – Für m = 36 endet der Schätzzeitraum im Dezember 1994, für m = 48 im Dezember 1993 und für m = 60 im Dezember 1992.

genden Schätzergebnissen besteht daher der nächste Schritt darin zu testen, ob die Variablen eine Einheitswurzel enthalten. Zu diesem Zweck führen wir erweiterte *Dickey-Fuller*-(ADF-)Tests sowohl mit 4 als auch mit 12 Lags sowie den *Phillips-Perron*-(PP-)Test mit 12 Verzögerungen durch. Die entsprechenden Resultate finden sich in *Tabelle 2*. Die Nullhypothese, daß die Zinssätze und die Inflationsraten nichtstationär sind, kann für den *Dickey-Fuller*-Test mit 4 Verzögerungen und für den Phillips-Perron-Test mit 12 Verzögerungen in keinem Fall verworfen werden. Lediglich die erste Differenz des Logarithmus des Preisindexes ist eindeutig stationär. Die Resultate des *Dickey-Fuller*-Tests mit 12 Verzögerungen sind etwas weniger eindeutig, da die Annahme der Nicht-Stationarität für 2 Inflationsraten und bei allen Zinssätzen verworfen wird, wenn auch mit einer Ausnahme nur auf dem 10-Prozent-Niveau.

Obwohl damit die Frage nach der Stationarität der Variablen nicht eindeutig beantwortet ist,[10] deuten doch die geschätzten Werte des Autokorrelationskoeffizienten r, welche (sehr) nahe bei 1.0 liegen, auf Nichtstationarität hin. Dies gilt insbesondere für die verschiedenen Inflationsraten, die bereits durch ihre Konstruktion als $MA(m-1)$-Prozeß quasi nichtstationäres Verhalten entwickeln.[11] Daher wird im folgenden angenommen, daß sowohl die Zinssätze als auch die Inflationsraten nichtstationär sind. Unter dieser Annahme ist eine notwendige Bedingungen für die langfristige Gültigkeit der *Mishkin*-Beziehung die Existenz folgender langfristigen Kointegrationsbeziehung:

$$(7) \qquad \begin{bmatrix} 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi^m \\ \pi^n \\ i^m \\ i^n \end{bmatrix} = c\,.$$

---

10 Dabei sei nochmals auf das oben angesprochene Problem der fraktionalen Integration hingewiesen.

11 Obwohl (rein nicht-deterministische) $MA(q)$-Prozesse für endliches q grundsätzlich stationär sind, weisen gleitende Durchschnitte der Ordnung q auch bei nicht-korrelierten (identisch verteilten) Zufallsvariablen Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung auf, welche mit steigendem q gegen Eins gehen. Selbst bei unkorrelierten monatlichen Preisveränderungsraten beträgt der erwartete Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung der gegenüber dem gleichen Monat des vorherigen Jahres gemessenen Inflationsrate 0.917. Bei den über fünf Jahre berechneten Inflationsraten beträgt dieser Erwartungswert 0.983. Da die monatlichen Änderungsraten des Preisindex der Lebenshaltungskosten positiv korreliert sind, liegt dieser Wert bei unseren Daten noch höher. Damit weisen sie ein stochastisches Verhalten auf, welches von jenem „wirklich“ nichtstationärer Variablen nicht mehr unterschieden werden kann.

Tabelle 2

Stationaritätstests

1/1973 – 12/1997

Variable	ADF (4)		ADF (12)		PP (12)		
	r	t	r	T	R	t	T
$\Delta\ln(CPI)$	0.680	-4.271**	0.979	-2.509	0.363	-17.980**	300
$\Delta_{12}\ln(CPI)$	0.979	-2.160	0.983	-1.887	0.980	-2.321	288
$\Delta_{24}\ln(CPI)/2$	0.989	-1.946	0.984	-2.756(*)	0.990	-2.245	276
$\Delta_{36}\ln(CPI)/3$	0.993	-1.662	0.989	-2.386	0.992	-2.077	264
$\Delta_{48}\ln(CPI)/4$	0.995	-1.594	0.991	-2.601(*)	0.994	-1.912	252
$\Delta_{60}\ln(CPI)/5$	0.996	-1.340	0.994	-1.811	0.995	-1.706	240
i^{12}	0.977	-2.251	0.968	-3.017*	0.986	-1.390	300
i^{24}	0.979	-2.058	0.972	-2.636(*)	0.987	-2.224	300
i^{36}	0.979	-2.012	0.971	-2.595(*)	0.987	-2.165	300
i^{48}	0.980	-1.995	0.970	-2.647(*)	0.986	-2.160	300
i^{60}	0.978	-1.995	0.968	-2.725(*)	0.984	-2.177	300

'**', '*' bzw. '(*)' zeigen, daß die Hypothese einer Einheitswurzel auf dem 1-, 5- oder 10-Prozent-Niveau verworfen werden kann.

Dabei ist c eine stationäre Größe. Ist diese Bedingung erfüllt, kann die entsprechende Beziehung konsistent mit OLS geschätzt werden, auch wenn die Differenzen zwischen nominalen und realen Zinsen bzw. zwischen nominalen Zinsen und Prognosefehlern korreliert sind.[12] Die Existenz dieses Kointegrations-Vektors, [1 -1 -1 1], kann jedoch auch Ergebnis einer Linearkombination mehrerer voneinander unabhängiger Kointegrationsvektoren sein.

Ist das Preisniveau integriert von der Ordnung 2 und sind damit die Inflationsraten (mit verschiedener Laufzeit $m = 24, \ldots, 60$) gleitende Durchschnitte dieser Ordnung desselben zugrundeliegenden $I(1)$-Prozesses, dann ergibt sich zwangsläufig mindestens ein Kointegrationsvektor in dem 4-Variablen-System.[13] Gilt zusätzlich die Erwartungshypothese der Zinsstruktur und ist die Risikoprämie stationär, dann resultiert

12 Dies folgt aus dem *Granger*-Repräsentations-Theorem. Siehe dazu *R. F. Engle* und *C. W. J. Granger* (1987), S. 255 ff.

13 Ein expliziter Test dieser Behauptung findet sich im Anhang.

daraus ein zweiter Kointegrationsvektor und damit die folgende Beziehung:

(7a)
$$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi^m \\ \pi^n \\ i^m \\ i^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}.$$

Ist andererseits der reale Zinssatz stationär, so lassen sich aus der *Fisher*-Beziehung zwei weitere Kointegrationsvektoren ableiten:

(7b)
$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi^m \\ \pi^n \\ i^m \\ i^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}.$$

Diese Beziehung beinhaltet jedoch noch nicht den (davon unabhängigen) Kointegrationsvektor, der zwischen den Inflationsraten existiert. Nach einer entsprechenden Erweiterung erhält das System die folgende Form:

(7c)
$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -1 \\ 1 & -1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi^m \\ \pi^n \\ i^m \\ i^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix}.$$

Obwohl die Existenz des dritten Kointegrationsvektors [1 -1 0 0] unbestritten ist, erhält dieser in (7c) kein Gewicht bei der Bestimmung des Fehler-Korrektur-Terms in der langfristigen Beziehung, die das Verhalten des Systems bestimmt. Dies folgt aus dem Fehlen einer Linearkombination der 3 Vektoren, welche unter (nicht-trivialer) Einbeziehung aller Kointegrationsbeziehungen den einzelnen Vektor in (7) entstehen lassen würde. Andererseits gilt, daß (7c) die beiden Bedingungen (7a) und (7b) einschließt: Der zweite, in (7c) nicht (explizit) berücksichtigte Kointegrationsvektor aus (7a) ergibt sich als nicht-triviale Linearkombination der drei Kointegrationsvektoren aus (7c) mit dem Gewichtsvektor $\alpha' = [-1\ 1\ 1]$. Gilt (7c), dann sind die Beziehungen (7a) und (7b) gleichzeitig erfüllt. Die Beziehungen (7a), (7b) oder (7c) reichen jedoch nicht aus, um zu garantieren, daß alle vier Variablen im System in der Weise kointegriert sind, wie es für die Anwendung des *Mishkin*-Ansatzes notwendig ist. Hinzu müssen zusätzliche Restriktionen über die Gewichte der einzelnen Kointegrationsvektoren treten.

Außerdem gilt, daß dann, wenn beide Zinssätze und beide Inflationsraten nichtstationär sind, die Stationarität der Realzinssätze wegen der (nach Konstruktion) gegebenen Stationarität der Inflationsdifferenz die

Tabelle 3

Johansen-Kointegrationstest

m	s	Eigenwert	λ-max	Spur	T
24	0	0.1635	48.56**	87.15**	276
	1	0.0686	19.34	38.59*	
	2	0.0384	10.66	19.25(*)	
	3	0.0311	8.58(*)	8.58(*)	
36	0	0.1817	52.14**	87.56**	264
	1	0.0701	18.89	35.42*	
	2	0.0332	8.77	16.53	
	3	0.0294	7.76(*)	7.76(*)	
48	0	0.2071	57.54**	88.18**	252
	1	0.0711	18.28	30.63	
	2	0.0408	10.33	12.35	
	3	0.0081	2.01	2.01	
60	0	0.1667	43.05**	83.89**	240
	1	0.1043	25.99*	40.85*	
	2	0.0540	13.09*	14.85	
	3	0.0074	1.76	1.76	

Die Nullhypothese besagt, daß die Zahl der Kointegrationsvektoren nicht größer als s ist. '**', '*' oder '(*)' zeigen eine Verwerfung der Nullhypothese auf dem 1-, 5- oder 10-Prozent-Niveau. Zur Berechnung der Teststatistiken wurden jeweils 4 Lags verwendet.

Stationarität der Risikoprämie impliziert.[14] Sind die Realzinssätze nichtstationär, ist die Risikoprämie aber stationär, so gilt (7a). Sind dagegen die Realzinssätze und die Risikoprämie nichtstationär, so muß Beziehung (7) gelten, damit der *Mishkin*-Ansatz anwendbar ist.[15]

Als ersten Schritt der Kointegrationsanalyse haben wir den Ansatz von *S. Johansen* (1988) verwendet, um Tests über alle 4 Variablen durchzu-

14 Zur Nichtstationarität der realen Zinssätze siehe z.B. *T. Choudhry* (1997) und *E. Tzavalis* und *M. R. Wickens* (1996).

15 Die gleichen Argumente gelten für den Fall, daß die *Fisher*-Gleichung gilt, jedoch mit einem von 1.0 abweichenden Koeffizienten für den Zinssatz, der sich z.B. durch die Existenz von Steuern ergeben kann. Die Schlußfolgerungen mit Bezug auf die Zahl der Kointegrationsvektoren werden davon nicht beeinflußt. Für mögliche Gründe einer Abweichung des Koeffizienten von 1.0 siehe u.a. *A. Thiemer* (1987).

führen und damit die Zahl der Kointegrationsvektoren zu bestimmen. Die entsprechenden Ergebnisse finden sich in *Tabelle 3*. Legt man das 5-Prozent-Signifikanzniveau zugrunde, dann finden wir je nachdem, ob wir die Spur oder den maximalen Eigenwert betrachten, für $m = 24$ und $m = 36$ Monate jeweils ein oder zwei, für $m = 48$ Monate einen und für $m = 60$ Monate zwei oder drei Kointegrationsvektoren.[16]

Daß die Nullhypothese der Existenz von mindestens zwei Kointegrationsvektoren bis auf eine Ausnahme nicht verworfen werden kann, liegt möglicherweise an der nur begrenzten Macht des angewendeten Kointegrationstests. Als Alternative bietet sich daher die Verwendung einer Teststatistik an, welche (anders als bei *S. Johansen* (1988)) die Existenz einer Kointegrationsbeziehung als Nullhypothese hat. Ein derartiger Test findet sich bei *S. J. Leybourne* und *B. P. M. McCabe* (1994). Ähnlich wie *R. F. Engle* und *C. W. J. Granger* (1987) gehen sie von einer Schätzgleichung mit k erklärenden Variablen auf der rechten Seite aus,

$$y_t = a_t + \sum_{j=1}^{k} \beta_k x_{k.t} + \varepsilon_t , \qquad \varepsilon_t \sim \text{i.N. } (0,\ \sigma^2) \tag{8}$$

wobei die Konstante einem Random Walk folgt,

$$a_t = a_{t-1} + \eta_t , \qquad \eta_t \sim \text{i.N. } (0,\ \sigma_\eta^2) \tag{8a}$$

und ε_t und η_t voneinander unabhängig sind. Üblicherweise wird das Absolutglied in solchen Regressionsbeziehungen als Konstante betrachtet; dies ist genau dann der Fall, wenn die Varianz des Störterms η_t Null wird. Dann sind y_t und x_t kointegriert; anderenfalls folgen sie voneinander unabhängigen stochastischen Trends und haben kein gemeinsames (langfristiges) Gleichgewicht. Damit gilt für die Nullhypothese der Kointegration:

$$H_0: \quad \sigma_\eta^2 = 0.$$

Um diese Nullhypothese zu testen, schätzen wir Beziehung (8) unter Einschluß einer Konstanten mit OLS und berechnen dann folgende Teststatistik:

$$h = \frac{1}{T^2\, \hat{\sigma}_\varepsilon^2} \sum_{\tau=1}^{T} \left(\sum_{t=1}^{\tau} \hat{\varepsilon}_t \right)^2 ,$$

16 Wir verwenden die von *M. Osterwald-Lenum* (1992) angegebenen kritischen Werte.

wobei $\hat{\varepsilon}_t$ die geschätzten Residuen sind, T der Stichprobenumfang und $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ ein konsistenter Schätzer der Fehlervarianz ist:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(j) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t^2 + \frac{2}{T}\sum_{s=1}^{j}\left(w_{s.j}\sum_{t=s+1}^{T}\hat{\varepsilon}_t\,\hat{\varepsilon}_{t-s}\right).$$

Zur Bestimmung der Gewichte $w_{s.j}$ benützen wir das *Parzen*-Fenster, wie es z. B. in *M. Kendall* (1973, S. 111) angegeben ist:

$$\begin{aligned} w_{s.j} &= 1 - 6\left(\frac{s}{j}\right)^2 + 6\left(\frac{s}{j}\right)^3, & 0 \le s \le s = \frac{j}{2}, \\ &= 2\left(1 - \frac{s}{j}\right)^3, & \frac{j}{2} \le s \le s = j, \end{aligned}$$

wobei j die Zahl der berücksichtigten verzögerten Werte angibt.

Die Resultate dieses Kointegrationstests finden sich in *Tabelle 4a*. Unabhängig davon, ob man die langfristige Inflationsrate oder den langfristigen Zinssatz als linksseitige Variable verwendet, kann die Hypothese, daß die vier durch den *Mishkin*-Ansatz bestimmten Variablen kointegriert sind, in keinem Fall verworfen werden.[17] Dieses Resultat bestätigt die in *Tabelle 3* beschriebenen Ergebnisse des Johansen-Tests, wonach für jede Laufzeit mindestens ein Kointegrationsvektor gefunden wird. Möglicherweise spiegeln die Ergebnisse in *Tabelle 3* und *4a* jedoch lediglich die Kointegration zwischen den Inflationsraten wider.

Um dies näher zu untersuchen, haben wir den *Leybourne-McCabe*-Test auch für die bivariaten Beziehungen zwischen den Inflationsraten und den Zinssätzen durchgeführt. Dies bietet sich auch deshalb an, weil sich sowohl aus der *Fisher*-Beziehung als auch aus der Erwartungstheorie der Zinsstruktur Aussagen über bivariate Beziehungen ergeben. Die Resultate finden sich in *Tabelle 4b*. Die Nullhypothese, daß der 1-Jahreszinssatz mit einem der langfristigen Zinssätze kointegriert ist, wird immer mindestens auf dem 5-Prozent-Niveau verworfen, während die Nullhypothese der Kointegration zwischen den kurz- und langfristigen Inflationsraten nie verworfen werden kann. Das Fehlen einer Kointegrationsbeziehung zwischen den einzelnen Zinssätzen deutet auf eine Nichtstationa-

[17] Da die kritischen Werte dieses Tests vom jeweils zugrundeliegenden Modell abhängig sind, haben wir sie mit Hilfe von Simulationen bestimmt. Diese wurden (genauso wie die Berechnung der Teststatistiken) mit Hilfe von RATS 4.0 durchgeführt. Eine Beschreibung des Verfahrens sowie die ermittelten kritischen Werte sind in Anhang B angegeben. Zumindest für die Tests, bei denen eine Inflationsrate als abhängige Variable angesehen wird, ergeben sich auch bei Anwendung der von *S. J. Leybourne* und *B. P. M. McCabe* (1994, S. 101) angegebenen kritischen Werte keine qualitativ anderen Aussagen.

Tabelle 4a

LEYBOURNE-MCCABE-Kointegrationstest

M	Y	h	Y	h	T
24	π^{24}	0.0909	i^{24}	0.3487	276
36	π^{36}	0.1069	i^{36}	0.3668	264
48	π^{48}	0.1363	i^{48}	0.3713	252
60	π^{60}	0.1651	i^{60}	0.2771	240

'**', '*' oder '(*)' zeigen, daß die Nullhypothese von Kointegration zwischen den vier Variablen auf dem 1-, 5- oder 10%-Niveau abgelehnt wird. Zur Schätzung der Fehlervarianzen wurden jeweils $j = m - 1$ verzögerte Werte berücksichtigt.

Tabelle 4b

Bivariater LEYBOURNE-MCCABE-Test für Kointegration

m	Y	X	ß	h: X → Y	ß	h: Y → X	T
12	i^{12}	π^{12}	0.725	0.436(*)	0.512	1.629**	276
24	i^{24}	i^{12}	0.857	0.639**	1.130	0.569**	276
	π^{24}	π^{12}	0.846	0.114	1.045	0.076	276
	i^{24}	π^{24}	0.587	0.099	0.443	0.663**	276
36	i^{36}	i^{12}	0.750	0.553**	1.223	0.485*	264
	π^{36}	π^{12}	0.688	0.125	1.039	0.079	264
	i^{36}	π^{36}	0.366	0.054	0.280	0.412*	264
48	i^{48}	i^{12}	0.673	0.522**	1.288	0.448*	252
	π^{48}	π^{12}	0.521	0.147	0.978	0.086	252
	i^{48}	π^{48}	0.147	0.083	0.104	0.341	252
60	i^{60}	i^{12}	0.607	0.411*	1.381	0.363(*)	240
	π^{60}	π^{12}	0.384	0.166	0.917	0.099	240
	i^{60}	π^{60}	-0.055	0.129	-0.036	0.329	240

'**', '*' bzw. '(*)' zeigen, daß die Nullhypothese einer Kointegrationsbeziehung zwischen den beiden Variablen auf dem 1-, 5- oder 10-Prozent-Niveau verworfen werden kann. Zur Schätzung der Fehlervarianzen wurden jeweils $j = m - 1$ verzögerte Werte berücksichtigt.

rität der Risikoprämie hin.[18] Für die *Fisher*-Beziehung kann die Nullhypothese einer Kointegrationsbeziehung nur für den Zusammenhang zwischen dem 1-Jahreszinssatz und der kurzfristigen Inflationsrate eindeutig verworfen werden. Bei allen anderen Laufzeiten wird die Nullhypothese nie verworfen, wenn der Zins als linksseitige Variable gewählt wird, aber sie wird zweimal (für $m = 24$ und $m = 36$) verworfen, wenn die Inflationsrate auf der linken Seite steht. Der Grund für diesen Unterschied dürfte vermutlich in der in *Tabelle 2* erkennbaren Eigenschaft der Zinsen liegen, daß sie bei Verwendung vieler Lags (ADF 12) wie stationäre Variable erscheinen. Damit aber könnten die obigen Ergebnisse weniger ein Indiz für das Bestehen einer langfristigen Beziehung zwischen Zinsen und Inflationsraten als vielmehr für die Stationarität der Zinssätze sein. Gegen die Existenz einer langfristigen *Fisher*-Beziehung spricht auch, daß die geschätzten Regressionskoeffizienten β allenfalls für $m = 12$ und $m = 24$ Monate mit der *Fisher*-Beziehung vereinbar sind. Für $m = 36$ Monate sind sie zu gering, und ab $m = 48$ Monaten sind sie sogar negativ. Insgesamt sprechen damit die in *Tabelle 4b* vorgestellten Ergebnisse gegen die Existenz einer langfristigen *Fisher*-Beziehung und damit auch gegen den *Mishkin*-Ansatz zur Prognose der zukünftigen Inflationsentwicklung.

Im letzten Schritt unserer Testreihe gehen wir auf den multivariaten Ansatz von S. Johansen (1988) zurück, um die Gültigkeit der in den Gleichungen (7) - (7c) vorgestellten Restriktionen zu überprüfen. Zunächst nehmen wir die Existenz genau eines Kointegrationsvektors wie in (7) an. Danach lassen wir zwei Kointegrationsvektoren zu, wobei einer die Form (7) annimmt, während der zweite keiner Restriktion unterliegt. Anschließend testen wir die Gültigkeit der beiden Fisher-Beziehungen und konstruieren dazu einen Kointegrationsraum wie in (7a). Zum Schluß testen wir, ob die Hypothese der Existenz von drei Kointegrationsbeziehungen, so wie sie in (7c) beschrieben sind, verworfen werden kann. Damit unterscheiden sich die Tests in der Dimension des Kointegrationsraumes (s), der Zahl der restringierten Kointegrationsvektoren (k) und der Zahl der Restriktionen (r). *Tabelle 5* zeigt die Ergebnisse in der hier beschriebenen Reihenfolge.

---

[18] Dieses Ergebnis bestätigt die Resultate von *U. Hassler* und *D. Nautz* (1998) sowie von *J. Wolters* (1998), die die Nullhypothese der Nichtstationarität weder für die Zinsen noch für die Zinsspreads in Deutschland ablehnen konnten. *U. Hassler* und *D. Nautz* (1998) schließen bereits aus dem Fehlen einer stabilen Kointegrationsbeziehung zwischen kurzfristigen und langfristigen Zinsen, daß die Zinsstruktur kein geeignetes Maß für die Ausrichtung der Geldpolitik für Deutschland ist.

Tabelle 5

Johansen-Test der Kointegrationsvektoren (7) – (7b')

m	s	k	r	χ^2	P	T
24	1	1	3	24.74**	0.00	276
	2	1	3	6.63(*)	0.08	
	2	2	4	19.04**	0.00	
	3	3	3	5.09	0.16	
36	1	1	3	31.40**	0.00	264
	2	1	3	7.40(*)	0.06	
	2	2	4	28.93**	0.00	
	3	3	3	6.94(*)	0.07	
48	1	1	3	39.73**	0.00	252
	2	1	3	5.63	0.13	
	2	2	4	24.23**	0.00	
	3	3	3	11.19**	0.01	
60	1	1	3	27.23**	0.00	240
	2	1	3	13.73**	0.00	
	2	2	4	35.39**	0.00	
	3	3	3	33.70**	0.00	

s ist die Zahl der Kointegrationsvektoren, k ist die Zahl der restringierten Kointegrationsvektoren und r ist die Zahl der Restriktionen. '**', '*' oder '(*)' zeigen, daß die Nullhypothese auf dem 1-, 5- oder 10-Prozent-Niveau verworfen werden kann. Zur Berechnung der Teststatistiken wurden jeweils 4 Lags verwendet.

Mit nur zwei Ausnahmen wird die jeweilige Nullhypothese verworfen, und zwar 11-mal auf dem 1-Prozent-Niveau und 3-mal auf dem 10-Prozent-Niveau. Dies spricht sehr deutlich gegen die dem *Mishkin*-Ansatz zugrundeliegenden Annahmen. Dieser Eindruck wird noch weiter verstärkt, wenn wir den jeweils ersten (normalisierten) Kointegrationsvektor des Systems betrachten. Folgt man Formulierung (5) und nimmt die Existenz genau eines Kointegrationsvektors an, dann ergeben sich die folgenden langfristigen Beziehungen:

$$\pi^{60} - 1.696\pi^{12} = 2.754 - 1.751\, i^{60} + 1.268\, i^{12}, \tag{8a}$$

$$\pi^{48} - 1.159\pi^{12} = -3.917 - 0.147\, i^{48} + 0.709\, i^{12}, \tag{8b}$$

$$\pi^{36} - 0.998\pi^{12} = -1.484 - 0.102\, i^{36} + 0.127\, i^{12}, \tag{8c}$$

$$\pi^{24} - 0.927\pi^{12} = -0.631 - 0.148\, i^{24} + 0.014\, i^{12}. \tag{8d}$$

Die für die Gleichungen (8a) - (8d) geschätzten Koeffizienten liefern nur sehr geringe Unterstützung für den *Mishkin*-Ansatz, da insbesondere die Koeffizienten der rechtsseitigen Variablen sehr niedrig sind und/oder das falsche Vorzeichen haben. Dies bedeutet, daß das *Mishkin*-Modell mit den deutschen Daten kaum vereinbar ist. Ähnliche Ergebnisse haben *Ch. Jochum* und *G. Kirchgässner* (1998) für die Schweiz sowie *E. Tzavalis* und *M. R. Wickens* (1996) mit kurzfristigen Zinsdaten für die Vereinigten Staaten erhalten.

IV. Abschließende Bemerkungen

In dieser Arbeit wird mit Daten für die Bundesrepublik Deutschland die Beziehung zwischen der Zinsstruktur und der zukünftigen Inflationsrate in Abhängigkeit von der Laufzeit der betrachteten Zinsen untersucht. Die grundlegende Struktur dafür bieten auf theoretischer Ebene die *Fisher*-Gleichung und empirisch der Ansatz von *F. S. Mishkin* (1990). Wiederholt man (unkritisch) die Schätzungen, wie sie von *F. S. Mishkin* vorgeführt wurden, so erhält man für Deutschland Ergebnisse, welche inhaltlich mit seinen zwar nicht identisch sind, ihnen jedoch sehr nahe kommen. Erweitert man jedoch diese Basisregression um Variablen wie die gegenwärtige Inflationsrate oder verzögerte Werte der endogenen Variablen, so wird die Schwäche dieses Ansatzes schnell deutlich: Die Zinsstruktur verliert im Gegensatz zu den neu eingeführten Variablen erheblich an Signifikanz, während der Erklärungsgehalt der Regression zunimmt. Dies läßt nur den Schluß zu, daß der oft verwendete *Mishkin*-Ansatz zumindest für Deutschland keine verläßlichen Ergebnisse ermöglicht.

Eine weitere Schwäche des *Mishkin*-Ansatzes ist, daß den Zeitreiheneigenschaften der im System enthaltenen Variablen keine Aufmerksamkeit geschenkt wird. Dies ist insofern von Bedeutung, als sich zeigen läßt, daß – mit einzelnen (testabhängigen) Abweichungen – die betrachteten Zeitreihen nichtstationäres Verhalten zeigen. Daher wiederholen wir die Schätzung des *Mishkin*-Modells mit dem multivariaten Kointegrationsansatz von *S. Johansen* (1988), um die langfristigen Eigenschaften des Systems zu untersuchen. Zwar läßt sich zeigen, daß für alle Laufzeiten zumindest ein Kointegrationsvektor besteht. Weitere Tests machen jedoch deutlich, daß die dabei geschätzten Kointegrationsvektoren nicht den Beziehungen entsprechen, welche dem *Mishkin*-Ansatz zugrunde liegen. Vielmehr spiegeln sie im wesentlichen die Kointegration von lang- und kurzfristiger Inflationsrate wider. Das langfristige Verhalten der Variablen wird auch mit Hilfe eines zweiten Kointegrationsansatzes untersucht, der anders als das *Johansen*-Verfahren die Existenz einer Kointegrationsbeziehung als Nullhypothese unterstellt. Dabei werden keine Resultate gefunden, welche dem bereits Gesagten in wesentlichen Punkten widersprechen. Die hier vorgestellten Ergebnisse lassen daher nur den Schluß zu, daß das *Mishkin*-Modell zur Prognose der längerfristigen Inflationsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland kaum geeignet erscheint. Es kann deshalb auch keine Hilfe für die Ausrichtung der Geldpolitik bieten.

Obwohl damit die Frage nach der Eignung des *Mishkin*-Ansatzes zur Inflationsprognose eigentlich beantwortet ist, bleibt dennoch ein offener Punkt: Warum erweist sich dieses einfache Modell als relativ erfolgreich, wenn es anhand traditioneller Maßstäbe wie t-Statistiken oder R^2 gemessen wird, obwohl es offensichtlich von den Daten nicht gestützt wird? Eine Antwort dafür liefert die Zerlegung der geschätzten Regressionskoeffizienten:

$$\hat{\beta} = \frac{\operatorname{cov}(\pi^m, i^m) - \operatorname{cov}(\pi^m, i^n) - \operatorname{cov}(\pi^n, i^m) + \operatorname{cov}(\pi^n, i^n)}{\operatorname{var}(i^m) + \operatorname{var}(i^n) - 2\operatorname{cov}(i^m, i^n)}, \tag{9}$$

wobei hier selbstverständlich die geschätzten Varianzen bzw. Kovarianzen einzusetzen sind. Wie die beschreibenden Statistiken in *Tabelle 6* zeigen, nimmt die Kovarianz zwischen π^m und i^m sowie die Kovarianz zwischen π^m und i^n mit steigendem m nicht nur ab, sondern sie wechselt für $m = 60$ sogar das Vorzeichen. Dies hat direkten Einfluß auf die geschätzten Koeffizienten, wie man am Beispiel der beiden Schätzer für $m = 24$ und $m = 60$ erkennen kann:

$$\hat{\beta}^{(24)} = \frac{1.566 - 1.709 - 2.173 + 2.380}{3.534 + 4.656 - (2 \cdot 3.982)} = \frac{0.065}{0.225} = 0.289,$$

$$\hat{\beta}^{(60)} = \frac{-0.079 + 0.290 - 1.722 + 2.387}{2.172 + 4.950 - (2 \cdot 2.998)} = \frac{0.876}{1.120} = 0.783.$$

Damit ist der höhere Parameterwert für $m = 60$ nicht, wie man aufgrund der Fisher-Gleichung annehmen sollte, Ergebnis einer hohen positiven Korrelation zwischen dem langfristigen Zins und der langfristigen Inflationsrate, sondern er resultiert vorwiegend aus der negativen Korrelation zwischen der langfristigen Inflation und dem kurzfristigen Zinssatz (gegeben die positive Korrelation zwischen kurzfristigem Zinssatz und Inflationsrate).

Tabelle 6

Varianzen und Kovarianzen der verwendeten Variablen

1/1973 – 12/1995

	Variablen	m = 24	m = 36*	m = 48*	m = 60*
Varianz	$var(\pi^m)$	2.667	2.173	1.764	1.440
	$var(\pi^{12})$	3.294	3.280	3.312	3.441
	$var(i^m)$	3.534	2.843	2.487	2.172
	$var(i^{12})$	4.657	4.631	4.761	4.950
Standard-abweichung	$s(\pi^m)$	1.633	1.474	1.328	1.200
	$s(\pi^{12})$	1.815	1.811	1.820	1.855
	$s(i^m)$	1.880	1.686	1.577	1.474
	$s(i^{12})$	2.158	2.152	2.182	2.225
Kovarianz	$cov(\pi^m, \pi^{12})$	2.779	2.250	1.757	1.317
	$cov(\pi^m, i^m)$	1.566	0.794	0.258	-0.079
	$cov(\pi^m, i^{12})$	1.709	0.931	0.239	-0.290
	$cov(\pi^{12}, i^m)$	2.173	1.926	1.803	1.722
	$cov(\pi^{12}, i^{12})$	2.380	2.300	2.304	2.387
	$cov(i^m, i^{12})$	3.982	3.465	3.192	2.998
Korrelations-koeffizient	$\rho(\pi^m, \pi^{12})$	0.941	0.846	0.714	0.593
	$\rho(\pi^m, i^m)$	0.510	0.320	0.124	-0.045
	$\rho(\pi^m, i^{12})$	0.487	0.294	0.083	-0.109
	$\rho(\pi^{12}, i^m)$	0.639	0.633	0.630	0.631
	$\rho(\pi^{12}, i^{12})$	0.609	0.592	0.582	0.577
	$\rho(i^m, i^{12})$	0.984	0.958	0.931	0.916

*) Für m = 36 endet der Schätzzeitraum im Dezember 1994, für m = 48 im Dezember 1993 und für m = 60 im Dezember 1992.

Anhang

A. Kointegration zwischen den verschiedenen Zinssätzen und den Inflationsraten

Wie oben ausgeführt wurde, sind die fünf Inflationsraten über 12, 24, 36, 48, und 60 Monate gleitende Durchschnitte (unterschiedlicher Länge) desselben zugrundeliegenden Prozesses, nämlich der ersten Differenz des Logarithmus des Lebenshaltungskostenindex. Damit ist unabhängig vom

Integrationsgrad der Ausgangsvariablen die Differenz zwischen zwei Inflationsraten auf jeden Fall (durch Konstruktion) stationär. Wenn die Inflationsraten integriert vom Grad 1 (oder höher) sind, so sind sie paarweise kointegriert. Damit sollten sich in einem System von 5 Inflationsraten vier unabhängige Kointegrationsvektoren finden, die der folgenden langfristigen B' Matrix entsprechen:

$$B' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}, \tag{A1}$$

womit für die 5 Inflationsraten gilt, daß

$$B' \cdot \begin{bmatrix} \pi^{60} \\ \pi^{48} \\ \pi^{36} \\ \pi^{24} \\ \pi^{12} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}. \tag{$A1'$}$$

Um diese Annahme zu testen, haben wir das System mit dem Ansatz von *S. Johansen* (1988) zunächst (unter Ausschluß einer Konstanten) geschätzt und dann die obige Restriktion getestet. Für den Zeitraum zwischen 1973 und 1992 erhalten wir:

p	Eigenwert	λ-max	Spur
0	0.2323	62.40**	152.68**
1	0.1647	42.46**	90.28**
2	0.0960	23.81*	47.81**
3	0.0928	22.97**	24.00**
4	0.0044	1.03	1.03

Beide Teststatistiken zeigen auf hohem Signifikanzniveau die Anwesenheit von 4 Kointegrationsvektoren an. Der Test, ob die geschätzte B' Matrix mit (A1) konform ist, ergibt einen Wert von $\hat{\chi}^2 = 0.14$ mit 4 Freiheitsgraden und einem entsprechenden $p-$Wert von $p = 0.999$. Damit läßt sich diese Nullhypothese auf keinem üblichen Signifikanzniveau verwerfen.

Daß das System mit dieser Restriktion in Einklang steht, läßt sich auch anhand der nicht restringierten Kointegrationsvektoren zeigen. Ohne eine Restriktion auf die Konstanten zu legen, ergibt sich:

(A2 a) $\pi^{60} = 0.071 + 0.981\,\pi^{12},$

(A2 b) $\pi^{48} = 0.113 + 0.966\,\pi^{12},$

(A2 c) $\pi^{36} = 0.123 + 0.961\,\pi^{12},$

(A2 d) $\pi^{24} = 0.063 + 0.980\,\pi^{12}.$

Wie (A2 a) - (A2 d) zeigen, ist keiner der Koeffizienten der kurzfristigen Inflation deutlich von 1.0 entfernt, was dem obigen (Kointegrations-) Ergebnis entspricht.

Wir haben denselben Test auch für das System der 5 Zinssätze durchgeführt. Hier legen wir den Konstanten keine Restriktion auf, um Risikoprämien zuzulassen. Für den Zeitraum zwischen 1973 und 1996 erhalten wir:

p	Eigenwert	λ-max	Spur
0	0.1754	57.07**	113.74**
1	0.0794	24.49	56.67*
2	0.0541	16.45	32.18(*)
3	0.0334	10.05	15.73
4	0.0190	5.68	5.68

Bei den Zinsen ergibt sich ein weniger einheitliches Bild. Betrachtet man den maximalen Eigenwert, so existiert lediglich ein Kointegrationsvektor. Dagegen zeigt die *Spur*-Statistik mindestens 2 Vektoren an. Der Test, ob die B' Matrix im System der Zinsen ebenfalls der Bedingung (A1) genügt, ergibt einen Wert von 4.71. Damit kann (bei vier Freiheitsgraden) auch hier die Nullhypothese, daß die Struktur der fünf Zinssätze durch A1 vorgegeben ist, nicht verworfen werden.

Die geschätzten Koeffizienten des kurzfristigen Zinssatzes weichen zwar von dem von der Erwartungstheorie der Zinsstruktur vorgegebenen Wert von 1.0 ab, aber sie liegen wesentlich näher daran als die in *Tabelle 4b* angegebenen bivariaten Beziehungen. Wir erhalten hierfür:

(A3 a) $i^{60} = 2.285 + 0.784\,i^{12},$

(A3 b) $i^{48} = 1.813 + 0.833\,i^{12},$

(A3 c) $i^{36} = 1.272 + 0.887\,i^{12},$

(A3 d) $i^{24} = 0.665 + 0.914\,i^{12}.$

Aus diesen Ergebnissen läßt sich keine Ablehnung der Annahme einer stationären Risikoprämie und damit auch keine Verwerfung des *Mishkin*-Ansatzes ableiten.

B. Simulation der Leybourne-McCabe-Test-Statistik

Die kritischen Werte für den im Text verwendeten *Leybourne-McCabe*-Kointegrations-Test erhielten wir aus 10 000 Simulationen eines Systems kointegrierter Variablen. Dadurch wird eine genügende Anzahl von Werten zur Bestimmung insbesondere des kritischen Wertes auf dem 1-Prozent-Signifikanzniveau sichergestellt.

Das zur Simulation verwendete Verfahren entspricht weitgehend dem in *F. S. Mishkin* (1990) dargestellten Ansatz. Für die monatlichen Veränderungsraten des Preisindex der Lebenshaltungskosten wurde ein AR(4)-ARCH(1) Modell geschätzt. Diese Struktur wurde verwendet, um 10'000 Zeitreihen zu simulieren. Von diese Zeitreihen wurden gleitende Durchschnitte der Ordnung $m = 12, 24, 36, 48$ gebildet. Damit zeigen diese Zeitreihen die gleiche Art quasi-nichtstationären Verhaltens wie die deutschen Inflationsraten; die Nullhypothese der Nicht-Stationarität kann (z.B. bei Anwendung des *Dickey-Fuller*-Tests) kaum verworfen werden, und sie sind, betrachtet man sie deshalb als nicht-stationär, qua Konstruktion miteinander kointegriert. Danach wurden die Gleichungen (8) für den *Leybourne-McCabe*-Test geschätzt, wobei für $k = 1$ die Reihen für $m = 24$ als abhängige und die Reihen für $m = 12$ als erklärende Variable verwendet wurden, für $k = 3$ die Reihen für $m = 48$ als abhängige und die drei übrigen Reihen als erklärende Variable. Für die dazu berechneten Teststatistiken ergaben sich für den Median sowie für die 25-, 10-, 5- bzw. 1-Prozent-Signifikanzniveaus folgende kritischen Werte:

Monte-Carlo-Simulation der kritischen Werte für den Leybourne-McCabe-Test

k	Median	25%	10%	5%	1%
1	0.170	0.256	0.349	0.401	0.505
3	0.191	0.304	0.425	0.487	0.595

k bezeichnet die Zahl der erklärenden Variablen, die der Nullhypothese zugrunde liegen.

Diese Werte liegen zumindest für $k = 3$ deutlich über den bei *S. J. Leybourne* und *B. P. M. McCabe* (1994, S. 101) angegebenen Werten.

Literatur

Baillie, R. T., C.-F. *Chung* und M. A. *Tieslau* (1996): Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model, *Journal of Applied Econometrics* 11 (1996), S. 23 - 40. – *Box;* G. E. P. und G. M. *Jenkins* (1970): *Time Series Analysis: Forecasting and Control,* Holden-Day, San Francisco et al., 2., überarbeitete Auflage 1976. – *Browne,* F. und P. *Manasse* (1990): The Information Content of the Term Structure of Interest Rates: Theory and Evidence, *OECD Economic Studies* 14 (1990), S. 59 - 86. – *Choudhry,* T. (1997): Cointegration Analysis of the Inverted Fisher Effect: Evidence from Belgium, France and Germany, *Applied Economics Letters* 3 (1997), S. 257 - 260. – *Crowder,* W. J. und D. L. *Hoffman* (1996): The Long-Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited, *Journal of Money, Credit and Banking* 28 (1996), S. 102 - 118. – *Cuthbertson,* K., S. *Hayes* und D. *Nitzsche* (1998): Interest Rates in Germany and the UK: Cointegration and Error Correction Models, *The Manchester School* 66 (1998), S. 27 - 43. – *Davis,* E. P. und S. G. B. *Henry* (1994): The Use of Financial Spreads as Indicator Variables: Evidence for the United Kingdom and Germany, *IMF Staff Papers* 41 (1994), S. 517 - 525. – *Deutsche Bundesbank* (1991): Zinsentwicklung und Zinsstruktur seit Anfang der achtziger Jahre, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank* 43 (1991), Heft 7, S. 31 - 42. – *Engle,* R. F. und C. W. J. *Granger* (1987): Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55 (1987), S. 251 - 276. – *Engsted,* T. (1995): Does the Long-Term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-Country Analysis, *The Review of Economics and Statistics* 77 (1995), S. 42 - 54. – *Estrella,* A. und F. S. *Mishkin* (1997): The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank, *European Economic Review* 41, S. 1375 - 1401. – *Evans,* M. und K. *Lewis* (1995): Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-Run Fisher Relation?, *Journal of Finance* 50 (1995), S. 225 - 253. – *Fama,* E. F. (1990): Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns, *Journal of Monetary Economics* 25 (1990), S. 59 - 76. – *Fisher,* I. (1930): *The Theory of Interest,* MacMillan, New York 1930. – *Frankel,* J. A. und C. S. *Lown* (1994): An Indicator of Future Inflation Extracted from the Steepness of the Interest Rate Yield Curve Along Its Entire Length, *Quarterly Journal of Economics* 109 (1994), S. 517 - 530. – *Gerlach,* St. (1995): The Information Content of the Term Structure: Evidence for Germany, *CEPR Discussion Paper* 1264 (1995). – *Granger,* C. W. J. (1969): Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica* 37 (1969), S. 424 - 438. – *Hagen,* H. M. und G. *Kirchgässner* (1996): Interest Rate Based Forecasts of German Economic Growth: A Note, *Weltwirtschaftliches Archiv* 132 (1996), S. 763 - 773. – *Hassler,* U. und J. *Wolters* (1995): Long Memory in Inflation rates: International Evidence, *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (1995), S. 37 - 45. – *Hassler,* U. und 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 (1998), S. 214 - 226. – *Hesse,* H. und G. *Roth* (1992): Die Zinsstruktur als Indikator der Geldpolitik?, *Kredit und Kapital* 25 (1992), S. 1 - 25. – *Ireland,* P. N. (1996): Long-Term Interest Rates and Inflation: A Fisherian Approach, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 82 (1996), S. 21 - 35. – *Jochum,* C. und G. *Kirchgässner* (1998): Is there Information about Future Inflation in the term Structure? Empirical Evidence for Switzerland, Universität St. Gallen, Volkswirtschaftliche Abteilung, Diskussionspapier Nr. 9814, Juli 1998. – *Johansen,* S. (1988): Statistical Analysis of Cointegrated Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (1988), S. 231 - 254. – *Jorion,* Ph. und F. S. *Mishkin* (1991): A Multicountry Comparison of Term-Structure Forecasts at Long Horizons, *Journal of Financial Economics* 29 (1991), S. 59 - 80. – *Kendall,* M. (1973): *Time Series,* Charles Griffin, London, 2. Auflage 1976. – *Kirchgässner,* G. und M. *Savioz* (1998): Monetary Policy and Forecasts for Real GDP Growth: An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany, Universität St. Gallen, Volkswirtschaftliche Abteilung, Diskussionspapier Nr. 9813, Juli 1998. – *Kirchgässner,* G. und J. *Wolters* (1990): Sind die Realzinsen stationär? Theoretische Überlegungen und empirische Ergebnisse, *Kredit und Kapital* 23 (1990), S. 468 - 495. – *Kirchgässner,* G. und J. *Wolters* (1995): Interest Rate Linkages in Europe Before and After the Introduction of the Monetary System, *Empirical Economics* 20 (1995), S. 435 - 454. – *Koedijk,* K. G. und C. J. M. *Kool* (1995): Future Inflation and the Information in International Term Structures, *Empirical Economics* 20 (1995), S. 217 - 242. – *Krämer,* J. W. und E. *Langfeldt* (1993): Die Zinsdifferenz als Frühindikator für die westdeutsche Konjunktur, *Die Weltwirtschaft,* Heft 1/1993, S. 34 - 43. – *Langenegger,* Th. (1998): Indikatoren für die Schweizerische Geldpolitik: *P-Stern bzw. Preislücke, Zinsstruktur, Rohwarenpreise, Wechselkurs,* Dissertation, Universität St. Gallen, 1998. – *Leybourne,* S. J. und B. P. M. *McCabe* (1994): A Simple Test for Cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 56 (1994), S. 97 - 103. – *Mishkin,* F. (1990): The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation, *Quarterly Journal of Economics* 25 (1990), S. 77 - 95. – *Mishkin,* F. (1990a): What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation?, *Journal of Monetary Economics* 105 (1990), S. 818 - 828. – *Mishkin,* F. S. (1992): Is the Fisher Effect for Real?: A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates, *Journal of Monetary Economics* 30 (1992), S. 195 - 215. – *Newey,* W. und K. *West* (1987): A Simple Positive Definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 53 (1987), S. 703 - 708. – *Osterwald-Lenum,* M. (1992): A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (1992), S. 461 - 471. – *Ragnitz,* J. (1994): Zinsstruktur und Wirtschaftswachstum, *Kredit und Kapital* 27 (1994), S. 11 - 29. – *Robertson,* D. (1992): Term Structure Forecasts of Inflation, *The Economic Journal* 102 (1992), S. 1083 - 1093. – *Rose,* A. (1988): Is the Real Interest Rate Stable?, *Journal of Finance* 43 (1988), S. 1095 - 1112. – *Schich,* S. T. (1996): Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informationsgehalt hinsichtlich der Inflation, Deutsche Bundesbank, Diskussionspapiere der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe, Nr. 8/1996, Oktober 1996. – *Thiemer,* A. (1987): *Der Zusammenhang zwischen Realzins und Inflationserwartung,* Josef Eul, Bergisch Gladbach/Köln 1987. – *Tzavalis,* E. und M. R. *Wickens* (1996): Forecasting Inflation from the Term Structure, *Journal of Empirical Finance* 3 (1996), S. 103 - 122. – *Wallace,* M. S. und J. T. *Warner* (1993): The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration, *The Review of Economics and Statistics* 75 (1993), S. 320 - 324. – *Wolters,* J. (1997): The Term Structure of Money Growth as a Leading Indicator of Inflation in Germany: An Empirical Analysis for Germany, Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Freien Universität Berlin Nr. 16/1997. – *Wolters,* J.

(1998): Untersuchung der Renditestruktur am deutschen Kapitalmarkt 1970 - 1996, in: E. Baltensperger (ed.), *Spekulation, Preisbildung und Volatilität auf Finanz- und Devisenmärkten,* Duncker & Humblot, Berlin 1998, S. 129 - 152.

Zusammenfassung

Hat die Zinsstruktur Aussagekraft für die zukünftige Inflation in Deutschland?

Eine Kritik des Mishkin-Ansatzes

Mit Daten für den Zeitraum von 1973 bis 1997 lassen sich für Deutschland Ergebnisse für den Zusammenhang zwischen der Zinsstruktur und der Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Inflationsraten erzielen, die den Ergebnissen von *Mishkin* für die USA weitgehend entsprechen. Dieses Ergebnis ist jedoch wenig robust, wenn weitere Variablen in die Schätzgleichung einbezogen werden. Außerdem reflektiert dieser Ansatz nicht, daß sowohl Zinsen als auch Inflationsraten nichtstationäres Verhalten zeigen. Wird dies berücksichtigt und auf mögliche Kointegrationsbeziehungen getestet, so erhält man kaum Evidenz für einen langfristigen Zusammenhang zwischen Zinssätzen und zukünftiger Inflation. Die Möglichkeit, für Deutschland mit Hilfe der Zinsstruktur die zukünftige Inflation zu prognostizieren, muß daher als sehr gering eingestuft werden. (JEL C22, E43)

Summary

Can the Term Structure be Used to Predict Future Inflation in Germany?

A Critique of the Mishkin-Approach

Using data from 1973 to 1997, we first use the approach developed by *Mishkin* for the US and are able to reproduce very similar results for Germany. However, these results are extremely unstable, once further variables are introduced in the equations. After checking for the order of integration we use two different tests for cointegration and show that in nearly all cases the hypotheses behind the *Mishkin* approach have to be rejected. Thus, this approach can hardly be used to predict future German inflation. Moreover, the seemingly successful application of this approach depends more on the negative correlation between short-term interest and long-term inflation rates than on a positive correlation between long-term interest and inflation rates.

Résumé

La structure des taux d'intérêt est-elle significative pour l'inflation future en Allemagne?

Une critique du modèle de Mishkin

Les données de la période comprise entre 1973 et 1997 permettent d'obtenir des résultats pour l'Allemagne qui correspondent largement à ceux obtenus par *Mishkin* pour les Etats-Unis en ce qui concerne le rapport entre la structure des taux d'intérêt et la différence entre les taux d'inflation à long et à court terme. Ces résultats sont cependant moins solides lorsque d'autres variables sont introduites dans l'équation estimée. En outre, cette approche ne considère pas qu'autant les taux d'intérêt que ceux de l'inflation montrent un comportement non-stationnaire. Si l'on tient compte de ces aspects et que l'on teste les rapports possibles de cointégration, le rapport à long terme entre les taux d'intérêt et l'inflation future est à peine évident. La possibilité de pronostiquer l'inflation future allemande à l'aide de la structure des taux d'intérêt doit donc être considérée comme très faible.