

Sind die Realzinsen stationär?

Theoretische Überlegungen und empirische Ergebnisse*

Von Gebhard Kirchgässner, Osnabrück und Zürich
und Jürgen Wolters, Berlin

I. Einleitung

Die Frage, ob die Realzinssätze stationär sind, wurde in früheren Untersuchungen in aller Regel ausgeklammert. Wie bei den Nominalzinsen wurde einfach unterstellt, daß sie schwach stationär sind. Damit war man in der Lage, das übliche ökonomische Instrumentarium anzuwenden. Seit einiger Zeit weiß man allerdings (oder glaubt zumindest zu wissen), daß die Nominalzinssätze nicht stationär sind. Daher erscheint es sinnvoll, auch die Realzinssätze auf Stationarität zu untersuchen.

Sind die Realzinssätze stationär, so bedeutet dies unter anderem, daß Nominalzinssätze und Inflationserwartungen (und bei Erwartungen mit stationärem Prognosefehler auch die tatsächlichen Inflationsraten) kointegriert sind. Dies hat erhebliche Auswirkungen auf die Frage, welche ökonomischen bzw. statistischen Verfahren bei der Untersuchung der Realzinssätze anzuwenden sind. Aber nicht nur für den Statistiker bzw. Ökonometriker ist die Frage nach der Stationarität der Realzinsen relevant. So hat z. B. A. K. Rose (1988) darauf hingewiesen, daß eine Reihe von Ergebnissen der Finanzmarkttheorie, insbesondere in Verbindung mit dem „Capital-Asset-Pricing-Model“, nur dann gelten können, wenn die Realzinssätze stationär sind. Und auch für die Gültigkeit der Fisher-Hypothese ist diese Annahme eine notwendige Voraussetzung, zumindest solange man diese Hypothese (auch) als langfristige Gleichgewichtsbeziehung versteht.

In dieser Arbeit werden inländische und Euromarkt-Zinssätze der Bundesrepublik Deutschland, der Schweiz und der Vereinigten Staaten unter-

* Revidierte Fassung eines Vortrags, gehalten am 1. Dezember 1989 vor der Vierten Konferenz des Schwerpunktes „Monetäre Makroökonomie“ an der Universität Augsburg. – Wir danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die finanzielle Unterstützung dieser Arbeit (Projekt Nr. 322147) sowie Herrn cand. rer. pol. *Johannes Jaenicke* für seine Unterstützung bei der Durchführung der Computerarbeiten.

sucht. Wie aus dem gesagten bereits ersichtlich ist, werden dabei Tests auf Stationarität sowie auf Kointegration durchgeführt. Insbesondere die Theorie kointegrierter Prozesse, die vor allem auf *R. F. Engle / C. W. J. Granger* (1987) zurückgeht und deren erste Anfänge erst in diesem Jahrzehnt liegen, ist noch sehr jung; und das methodische Instrumentarium ist noch voll in der Entwicklung. Daher gibt es bisher kaum Arbeiten, in denen dieses Instrumentarium für die Untersuchung der Realzinsen eingesetzt wird. Außerdem befassen sich die bisher vorliegenden Arbeiten, insbesondere *A. K. Rose* (1988), *R. MacDonald / P. D. Murphy* (1989) und *P. C. Schotman* (1987, 1989), genauer weder mit der Entwicklung der schweizerischen noch derjenigen der deutschen Realzinssätze.

Befaßt man sich mit der Entwicklung der Realzinssätze, so steht man üblicherweise vor dem Problem, Inflationserwartungen und ex ante-Realzinssätze zu generieren. Dies ist mit erheblichen Problemen verbunden. Das in der vorliegenden Arbeit verwendete Instrumentarium enthebt uns dieser Schwierigkeit, da – unter sehr schwachen Annahmen – alle Aussagen, die wir bezüglich der tatsächlichen Inflationsentwicklung und der ex post-Realzinssätze treffen, auch für die Inflationserwartungen und die ex ante-Realzinsen gelten.

Wir gehen folgendermaßen vor: Ausgehend von der *Fisher*-Hypothese werden im folgenden Abschnitt einige theoretische Überlegungen vorgebracht (Teil II). Diese beziehen sich vor allem auf die Aussagen bezüglich Stationarität und Kointegration, die hinter den entsprechenden theoretischen Beziehungen stehen. In Teil III werden die verwendeten Daten vorgestellt. Es folgen in Abschnitt IV Tests auf Stationarität für die Nominalzinsen, die Inflationsraten und die Realzinssätze sowie in Abschnitt V Tests auf Kointegration von Nominalzinsen und Inflationsraten. Im abschließenden Teil VI werden zum einen die Ergebnisse zusammengefaßt. Dabei zeigt sich, daß die überwiegende Evidenz gegen die Annahme stationärer Realzinsen spricht. Außerdem wird auf die Aufspaltung der Varianz der Nominalzinsen in diejenige der Realzinsen und der Inflationserwartungen eingegangen und gezeigt, welche Rolle bei Gültigkeit der *Fisher*-Hypothese die Varianz der Fehler in den Inflationsprognosen spielen müßte. Zusammen mit den zuvor durchgeführten Tests spricht daher einiges gegen die Gültigkeit der *Fisher*-Hypothese.

II. Einige theoretische Überlegungen

Ausgangspunkt praktisch aller theoretischen Überlegungen bezüglich der Realzinssätze ist das auf *I. Fisher* (1930) zurückgehende Theorem, nach wel-

chem sich der Nominalzinssatz (i) in erster Näherung bestimmt aus dem ex ante-Realzinssatz (r) und der erwarteten Inflationsrate (p^e):

$$(1) \quad i = r + p^e.$$

Die hinter diesem Theorem stehende Hypothese besagt, daß sich Nominalzins und erwartete Inflationsrate gleichmäßig verändern ($\partial i / \partial p^e = 1$) und daß die ex ante-Realzinsen von der Inflationsentwicklung unabhängig sind ($\partial r / \partial p^e = 0$)¹. Nun sind weder diese Realzinsen noch die Inflationserwartungen direkt meßbar, weshalb diese Hypothese ohne zusätzliche Annahmen nicht überprüfbar ist. Solche Annahmen benötigen wir zum einen bezüglich des Realzinssatzes und zum anderen bezüglich der Erwartungsbildung.

Geht man von „rationalen Erwartungen“ im Sinne von *J. Muth* (1961) aus, so gilt, daß die erwartete Inflationsrate gleich dem Erwartungswert der Inflationsrate ist. Für den Zins eines Wertpapiers mit der Maturität k im Zeitpunkt t , $i_{k,t}$, gilt damit

$$(2) \quad i_{k,t} = r_{k,t} + E_t(p_{t+k}),$$

wobei $r_{k,t}$ den entsprechenden ex ante-Realzinssatz und $E_t(p_{t+k})$ den mathematischen Erwartungswert der Inflationsrate zwischen dem Zeitpunkt t und dem Zeitpunkt $t+k$ darstellt. Dabei ist der erwartete Prognosefehler Null. Für die Aufspaltung des Nominalzinssatzes durch den ex post-Realzinssatz $r_{k,t}^*$ und die tatsächliche Inflationsrate p_{t+k} gilt jedoch

$$(3) \quad i_{k,t} = r_{k,t}^* + p_{t+k}$$

$$(3') \quad = (r_{k,t} - u_{k,t}) + (E_t(p_{t+k}) + u_{k,t}),$$

wobei $u_{k,t}$ der Prognosefehler ist, dessen unbedingter Erwartungswert Null ist und der bei einem Prognosehorizont von k Perioden einem Moving Average Prozeß der Ordnung $k-1$ (MA ($k-1$)) folgt. Im Gegensatz zu den in den Beziehungen (1) und (2) erscheinenden ex ante-Größen, die bei Gültigkeit der Fisher-Hypothese unabhängig voneinander sind, sind die beiden auf der rechten Seite von Beziehung (3) auftretenden ex post-Größen auch bei Gültigkeit dieser Hypothese negativ miteinander korreliert.

Allgemeiner läßt sich die Beziehung zwischen Zinssatz und tatsächlicher Inflationsentwicklung folgendermaßen schreiben:

$$(4) \quad i_{k,t} = \alpha + \beta p_{t+k} + v_t.$$

¹ Zur Diskussion der Fisher-Hypothese siehe z.B. *W. Gebauer* (1982) oder *A. Thiemer* (1987).

Ist der *ex ante*-Realzinssatz im Zeitablauf konstant, so gilt für $\beta = 1.0$: $r_{k,t} = \alpha$ und $v_t = -u_{k,t}$. Dies ist die stärkste mögliche Annahme bezüglich des Realzinssatzes. Sie ist aber (ohne Kenntnis der Inflationserwartungen) nicht empirisch überprüfbar, da sie beobachtungsmäßig äquivalent ist mit der Annahme, daß der Realzinssatz schwach stationär ist und einem Moving-Average-Prozeß von maximal der Ordnung $k-1$ folgt: Es ist nicht möglich zu unterscheiden, ob Bewegungen des stochastischen Gliedes v_t auf Prognosefehler oder auf kurzfristige Abweichungen des Realzinssatzes von seinem Erwartungswert zurückzuführen sind.

Folgt dieses Störglied dagegen einem Prozeß höherer Ordnung, so sind auch längerfristige Abweichungen von diesem Erwartungswert möglich; solange es jedoch schwach stationär ist, gilt die *Fisher*-Beziehung als langfristige Gleichgewichtsbeziehung. Ist dieses Störglied dagegen nicht stationär, so kann zwischen Zinssatz und Inflationsentwicklung zwar noch eine kurzfristige Beziehung bestehen, aber eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung existiert nicht mehr. Dies bedeutet, daß der Realzinssatz selbst nicht stationär ist.

Bei der Überprüfung der *Fisher*-Hypothese wurde traditionellerweise unterstellt, daß die Nominalzinssätze wie auch die Inflationserwartungen schwach stationäre Größen sind². In einer Reihe von Studien hat sich aber inzwischen gezeigt, daß die Nominalzinssätze in aller Regel nicht stationär sind³. Dies bedeutet, daß die Realzinssätze und/oder die Inflationserwartungen ebenfalls nicht stationär sein müssen. Sind beide nicht stationär, so kann die *Fisher*-Hypothese allenfalls im Sinne einer kurzfristigen Beziehung gelten. Sind dagegen die Inflationserwartungen nicht stationär, die Realzinssätze aber stationär, so sind Nominalzinssätze und Inflationserwartungen kointegriert im Sinne von *R. F. Engle / C. W. J. Granger* (1987). Umgekehrt ist bei Nichtstationarität der Nominalzinssätze die Kointegration von Nominalzinssätzen und Inflationserwartungen eine (schwache) notwendige Voraussetzung für die Gültigkeit der *Fisher*-Hypothese.

In der Literatur über die *Fisher*-Hypothese wurde eine ganze Reihe von möglichen Gründen aufgelistet, warum die Nominalzinssätze über- oder unterproportional auf Veränderungen der Inflationserwartungen reagieren könnten⁴. Theoretisch ist daher offen, ob der Koeffizient β in Beziehung (4)

² Siehe z.B. *M. Granzio / H. Schelbert* (1983) oder auch noch *A. Thiemer* (1987).

³ Siehe z.B. *G. Kirchgässner / J. Wolters* (1990) für die kurzfristigen Zinssätze der USA, des Vereinigten Königreichs, Frankreichs, der Bundesrepublik Deutschland und der Schweiz.

⁴ Zu einer Übersicht siehe *A. Thiemer* (1987), S. 60 f.

größer, gleich oder kleiner Eins ist. Für jeden Wert ungleich Eins aber gilt, daß bei Nichtstationarität der Nominalzinsen die (mit einem Koeffizienten von $\beta = 1$ berechneten) Realzinssätze ebenfalls nicht stationär sind.

Streng betrachtet gelten diese Aussagen alle nur für die ex ante-Realzinssätze. Solange die Prognosefehler der Inflationserwartungen jedoch ihrerseits schwach stationär sind, gelten alle Aussagen bezüglich der Nicht-Stationarität und Kointegration der Variablen auch für die tatsächliche Inflationsentwicklung bzw. die ex post-Realzinssätze. Diese Annahme ist sehr schwach, sie ist z. B. wesentlich schwächer als diejenige rationaler Erwartungen im Sinne von *J. Muth* (1961), aber dennoch ermöglicht sie uns die Überprüfung der entsprechenden Hypothesen unter Verwendung der tatsächlichen Inflationsentwicklung. Außerdem stehen uns mit dem hier verwendeten Instrumentarium zwei verschiedene Möglichkeiten zur Verfügung, die Hypothese der Nichtstationarität der ex post-Realzinssätze (und damit implizit auch der ex ante-Realzinssätze) zu überprüfen: Zum einen können die ex post-Realzinssätze selbst konstruiert und auf Stationarität überprüft werden. Zum anderen kann zunächst überprüft werden, ob Nominalzinssätze und Inflationsraten beide nichtstationär (integriert von der Ordnung 1) sind, und falls dies nicht verworfen werden kann, kann man testen, ob die Reihen miteinander kointegriert sind. Beide Verfahren sollen im folgenden angewendet werden.

III. Die Daten

Wir untersuchen die 3-Monats-Euromarktzinssätze sowie die entsprechenden inländischen Zinssätze für die Vereinigten Staaten, die Bundesrepublik Deutschland und die Schweiz. Dabei betrachten wir Monatsdaten für den Zeitraum flexibler Wechselkurse seit 1974. Wir unterscheiden zwei Teilperioden, die siebziger und die achtziger Jahre. Diese beiden Teilperioden unterscheiden sich in mehrfacher Hinsicht. Die amerikanische Geldpolitik war in den siebziger Jahren am Zinssatz ausgerichtet, bevor das Federal Reserve im Oktober 1979 auf eine Geldmengenpolitik umschaltete. Der U.S.-Dollar verlor in den siebziger Jahren gegenüber den europäischen Währungen ziemlich kontinuierlich an Wert, während in den achtziger Jahren erhebliche Schwankungen mit Auf- und Abschwüngen zu verzeichnen sind. In der zweiten Hälfte der siebziger Jahre bewegten sich, sieht man einmal vom Experiment der „Währungsschlange“ ab, auch die europäischen Währungen untereinander frei, während seit 1980 wichtige europäische Währungen im „Europäischen Währungssystem“ (EWS) fest untereinander

verbunden sind. Und schließlich haben sich die internationalen Geld- und Kapitalmärkte erst allmählich in Richtung auf die heute existierende Integration entwickelt; im Schnitt war diese Integration in den siebziger wesentlich weniger entwickelt als in den achtziger Jahren. Diese recht erheblichen Unterschiede im Bereich der Wirtschafts- und Währungspolitik können im Sinne von *R.E. Lucas* (1976) dazu führen, daß sich die statistischen Beziehungen zwischen den einzelnen Variablen bzw. ihre stochastischen Eigenschaften von den siebziger zu den achtziger Jahren hin verändert haben. Daher erscheint es sinnvoll, diese beiden Teilperioden zu unterscheiden⁵.

Als Preisindikatoren verwenden wir die Konsumentenpreisindizes bzw. den Preisindex der Lebenshaltungskosten. Da nicht davon auszugehen ist, daß die in diesen Indikatoren enthaltenen saisonalen Schwankungen Bedeutung haben für das Anlageverhalten auf Geld- oder Kapitalmärkten, verwenden wir saisonbereinigte Daten, wobei diese Bereinigung mit der multiplikativen Version des Census X11-Verfahrens durchgeführt wurde⁶. Die bereinigten Daten wurden für die weiteren Untersuchungen dann logarithmiert.

IV. Empirische Ergebnisse (I): Tests auf Stationarität

Zunächst geht es darum, die Ordnung der Integration der einzelnen Zeitreihen zu ermitteln. Hierzu werden Einheitswurzeltests entsprechend *D. A. Dickey / W. A. Fuller* (1981) durchgeführt. Dazu werden folgende Gleichungen geschätzt:

$$(5) \quad \Delta x_t = \beta_0 + \rho x_{t-1} + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \beta_2 t + \varepsilon_t.$$

Zum Test auf Stationarität wird die Nullhypothese $H_0 : \rho = 0$ überprüft, indem der geschätzte t -Wert von $\hat{\rho}$ mit den in *W. A. Fuller* (1976, Tabelle 8.5.2., S. 373) angegebenen kritischen Werten verglichen wird. Dabei gelten unterschiedliche Werte, je nachdem ob die Trendvariable, t , in die Gleichung eingeschlossen wird oder nicht. Wie *G. W. Schwert* (1987, 1989) gezeigt hat, können die Ergebnisse solcher Tests jedoch stark verzerrt sein, falls die entsprechende Zeitreihe eine MA (1)-Komponente mit negativem Koeffizienten

⁵ Entsprechende Unterschiede wurden in *G. Kirchgässner / J. Wolters* (1987, 1990) z.B. für die Zusammenhänge der Nominalzinssätze innerhalb und zwischen den hier betrachteten Ländern festgestellt.

⁶ Dabei unterstellen wir, daß keine nicht-stationären Saisonschwankungen enthalten sind. Für saisonale Nichtstationaritäten finden sich in den Korrelogrammen der nicht bereinigten Preisreihen auch keine Hinweise.

enthält. Um dieses zu überprüfen, wird anstelle der autoregressiven Formulierung (5) zum Test auf Einheitswurzeln auch die MA-Spezifikation

$$(6) \quad \Delta x_t = \beta_0 + \rho x_{t-1} + \beta_2 t + \varepsilon_t + \delta_1 \varepsilon_{t-1},$$

verwendet⁷.

Die Ergebnisse für die Nominalzinsen sind in den Tabellen 1a für eine einfache und in Tabelle 1b für eine zweifache Einheitswurzel wiedergegeben⁸. Dabei gibt τ_μ den jeweiligen Testwert ohne und τ_τ mit Einschluß der Trendvariablen an. Die Ergebnisse für die erste Teilperiode sind eindeutig und entsprechen dem, was man bereits kennt: Die Nominalzinssätze enthalten (nur) eine Einheitswurzel; sie sind integriert von der Ordnung 1 im Sinne von *R. F. Engle / C. W. J. Granger (1987)*. Dies gilt unabhängig davon, welche Teststatistik verwendet wird. Für die deutschen Zinssätze erhalten wir in keinem Fall ein signifikantes Ergebnis. Für die schweizerischen Zinssätze erhalten wir bei Betrachtung des gesamten Zeitraumes gerade einmal ein auf dem 10 Prozent-Niveau signifikantes Ergebnis. Nur bei den amerikanischen Daten scheint die Situation etwas anders zu sein: Bei Einschluß der Trendvariablen erhalten wir für die achtziger Jahre signifikante Ergebnisse, und bei Verwendung der MA-Spezifikation erhalten wir für den gesamten Zeitraum ohne Einschluß der Trendvariablen noch auf dem 5 Prozent-Niveau signifikante Ergebnisse⁹. Bei der großen Zahl der insgesamt durchgeführten Tests sind jedoch einige wenige signifikante Ergebnisse auch bei Gültigkeit der Nullhypothese zu erwarten. Betrachtet man die Ergebnisse daher zusammen, so kann man davon ausgehen, daß die Nominalzinssätze nicht stationär sind. Da bei den Tests auf eine zweifache Einheitswurzel andererseits die Nullhypothese fast immer verworfen werden kann, ist auch davon auszugehen, daß die Nominalzinssätze nur eine einfache Einheitswurzel enthalten. Insofern entsprechen diese Ergebnisse nicht nur unseren eigenen früheren Ergebnissen, sondern z.B. auch denjenigen von *A. K. Rose (1988)*.

Die Ergebnisse für die Preisindizes sind in Tabelle 2a für eine einfache, in Tabelle 2b für eine zweifache und in Tabelle 2c für eine dreifache Einheits-

⁷ Zusätzlich wurde auch das *Phillips-Perron*-Verfahren durchgeführt. (Siehe zu diesem Verfahren *P. Perron / P. C. B. Phillips (1987)* sowie *P. C. B. Phillips / P. Perron (1988)*.) Da *G. W. Schwert (1989)* gezeigt hat, daß dieses Verfahren entgegen dem, was man von seiner theoretischen Konstruktion her annehmen sollte, auf MA-Komponenten noch sensitiver reagiert als das *Dickey-Fuller*-Verfahren, werden die entsprechenden Ergebnisse hier nicht wiedergegeben.

⁸ Die Berechnungen wurden durchgeführt mit Micro TSP, Version 6.5.

⁹ Werden AR-Glieder höherer Ordnung in die Testgleichungen aufgenommen, so verschwinden diese Signifikanzen jedoch.

wurzel dargestellt. Im Gegensatz zu den Nominalzinsen scheint es hier wichtig zu sein, die Trendvariable zu berücksichtigen. Zum einen folgen die Preisentwicklungen in dem von uns untersuchten Zeitraum zweifellos einem positiven Trend, zum anderen sind zumindest beim Test auf eine einfache Einheitswurzel die Ergebnisse wesentlich davon abhängig, ob die Trendvariable eingeschlossen wird oder nicht. Ohne Berücksichtigung der Trendvariablen scheinen die Preisniveaus in allen drei Ländern zumindest für die achtziger Jahre und für die Bundesrepublik Deutschland und die Vereinigten Staaten auch dann, wenn man den gesamten Zeitraum betrachtet, stationär zu sein¹⁰. Schließt man die Trendvariable dagegen ein, so gilt dies bei Betrachtung der achtziger Jahre nur noch für die Vereinigten Staaten und bei Berücksichtigung des gesamten Zeitraumes für keines der drei Länder mehr¹¹. Ob das MA (1)-Glied in die Untersuchung einbezogen wird oder nicht, spielt für diese Ergebnisse keine Rolle. Insgesamt sprechen diese Ergebnisse doch dafür, daß die Preisindizes integriert mindestens von der Ordnung Eins sind.

Interessant und für unsere Fragestellung wichtiger sind jedoch die Ergebnisse bezüglich einer zweifachen Einheitswurzel, da sie Aufschluß über die Stationarität bzw. Nichtstationarität der Inflationsraten geben. Bei diesen Untersuchungen spielt die Frage, ob die Trendvariable in der Testgleichung berücksichtigt wird, keine Rolle: Die entsprechenden Testwerte unterscheiden sich nur wenig. Dies deutet zumindest darauf hin, daß die Inflationsraten keinem deterministischen Trend folgen. Dagegen ergeben sich in allen Fällen wesentliche Unterschiede, je nachdem ob die autoregressive oder die MA-Spezifizierung der Testgleichung verwendet wird. Wird die autoregressive Spezifikation verwendet, so kann die Hypothese der Nichtstationarität immer zumindest auf dem 5 Prozent, in den meisten Fällen sogar auf dem 1 Prozent-Signifikanzniveau verworfen werden¹². Verwendet man dagegen die MA-Spezifikation, so kann die Hypothese einer zweifachen Einheitswurzel in keinem Fall auch nur auf dem 10 Prozent-Niveau verworfen werden. Dies gilt auch für die Fälle, in denen die Nullhypothese beim Test auf eine einfache Einheitswurzel verworfen werden mußte.

Beim Test auf eine dreifache Einheitswurzel sind die Ergebnisse dagegen wieder klar: Die Nullhypothese kann in fast allen Fällen, unabhängig von

¹⁰ Dabei sind trotz der recht hohen t -Werte die geschätzten Koeffizienten jedoch kaum von Null verschieden.

¹¹ Auch hier verschwinden die Signifikanzen, wenn AR-Glieder höherer Ordnung in die Testgleichungen einbezogen werden.

¹² Auch hier gilt wieder, daß die Ergebnisse nicht signifikant werden, wenn autoregressive Terme höherer Ordnung, z. B. acht oder zwölf, in die Testgleichungen einbezogen werden.

der konkreten Spezifikation, verworfen werden. Damit aber erhalten wir für die Preisindizes das Ergebnis, daß sie in jedem Fall eine einfache, auf keinen Fall jedoch eine dreifache Einheitswurzel enthalten. Ob sie eine zweifache Einheitswurzel enthalten, ist dagegen nicht völlig klar, da die entsprechenden Ergebnisse stark durch die genaue Spezifikation der Testgleichung beeinflußt werden. Insgesamt jedoch sprechen die Ergebnisse eher für das Vorhandensein einer zweifachen Einheitswurzel und damit für die Nichtstationarität der Inflationsraten. Damit aber erhalten wir Ergebnisse, die sich von denjenigen von A. K. Rose (1988) unterscheiden¹³.

Wie oben ausgeführt wurde, besteht dann, wenn Nominalzinsen und Inflationsraten gleichermaßen nicht-stationär sind, d.h. in unserem Fall, daß sie integriert sind von der Ordnung 1, die Möglichkeit, daß die Realzinsen stationär sind. Der nächste Schritt besteht daher darin, die ex post-Realzinsen auf Stationarität zu überprüfen. Da wir 3-Monats-Zinssätze verwenden, müssen wir hierzu die tatsächliche Inflation während der Laufzeit der Zinssätze bestimmen und auf Jahresraten umrechnen. Sei P der jeweilige Preisindex. Die für uns relevante Inflationsrate p ergibt sich (in Prozent) dann als

$$(7) \quad p_t = 400 (\ln (P_{t+2}) - \ln (P_{t-1})),$$

d. h. wir haben einen gleitenden Durchschnitt über drei Monate der jeweils auf eine Jahresrate umgerechneten Inflationsraten. Um dem Rechnung zu tragen, werden beim *Dickey-Fuller*-Test auch jeweils 3 autoregressive bzw. MA-Glieder in den Testgleichungen berücksichtigt.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 dargestellt. Dabei zeigt sich, daß wir wie bei den Inflationsraten erhebliche Unterschiede finden, je nachdem, ob wir die autoregressive oder die MA-Spezifikation wählen. Bei der autoregressiven Spezifikation können wir in vielen Fällen die Hypothese einer Einheitswurzel ablehnen, d. h. entsprechend dieser Ergebnisse wären die Realzinssätze stationär¹⁴. Dies gilt jedoch eher für die deutschen und die schweizerischen als für die amerikanischen Zinssätze, wobei die Ergebnisse wiederum weitgehend unabhängig davon sind, ob die Trendvariable in die Gleichung eingeschlossen wird oder nicht. Verwendet man dagegen die MA-Spezifikation, so sind bestenfalls die realen Euro-Franken-Sätze schwach stationär. Insgesamt haben wir hier damit ein ähnliches Ergebnis wie bei den Inflationsraten. Allerdings spricht hier noch mehr für die Nicht-Stationarität.

¹³ Die Ergebnisse der Einheitswurzeltests für die Preisindizes sind im übrigen weitgehend unabhängig davon, ob wir die saisonbereinigten oder die ursprünglichen Daten verwenden. Es ergeben sich keine qualitativen Unterschiede.

¹⁴ Dies gilt auch, wenn wir nur einen MA(1)-Term in die Gleichung aufnehmen.

V. Empirische Ergebnisse (II): Tests auf Kointegration

Sind die Nominalzinsen und die Inflationsraten nicht stationär, so besteht, wie in Teil II ausgeführt wurde, ein alternatives Verfahren zur Überprüfung der Realzinsen auf Stationarität darin, zu überprüfen, ob Nominalzinsen und Inflationsraten miteinander kointegriert sind, denn dies ist hierfür eine notwendige, wenn auch keine hinreichende Bedingung. Daher haben wir im nächsten Schritt Tests auf Kointegration durchgeführt. Hierzu werden zunächst die kointegrierenden Gleichungen geschätzt,

$$(8) \quad y_t = \alpha + \beta_1 x_t + u_t,$$

und es wird untersucht, ob der Wert der *Durbin-Watson*-Statistik in dieser Gleichung signifikant von Null verschieden ist. Dies ist von allen von *R. F. Engle / C. W. J. Granger* (1987) vorgeschlagenen Tests auf Kointegration derjenige, welcher am einfachsten durchzuführen ist¹⁵. Außerdem wird gefragt, ob der geschätzte *t*-Wert des kointegrierenden Parameters $\hat{\beta}_1$ anzeigt, daß dieser signifikant von Null verschieden ist¹⁶. Und schließlich wird der erweiterte *Dickey-Fuller*-Test durchgeführt, indem für die geschätzten Residuen der Beziehung (8), \hat{u}_t , folgende Regression geschätzt wird:

$$(9) \quad \Delta \hat{u}_t = \delta_0 + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \delta_2 \Delta \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t,$$

und indem anhand der von *R. F. Engle / C. W. J. Granger* (1987) für die *t*-Statistik angegebenen kritischen Werte überprüft wird, ob sich der geschätzte Koeffizient $\hat{\delta}_1$ signifikant von Null unterscheidet.

Verwendet man als abhängige Variable *y* den Zinssatz und als erklärende Variable *x* die tatsächliche Inflationsrate, so handelt es sich bei Beziehung (8) um ein Modell mit Fehlern in den Variablen, da die „wahre“ erklärende Variable die ex ante-Inflationserwartung ist, die durch den tatsächlichen Inflationsverlauf nur mit (dem Prognose-) Fehler gemessen wird. Zusätzlich haben wir möglicherweise ein Simultaneitätsproblem, da in die erklärende Variable zukünftige Werte der Inflationsentwicklung eingehen. *R. F. Engle / C. W. J. Granger* (1987) und *J. H. Stock* (1987) haben jedoch gezeigt, daß dann, wenn die beiden Variablen kointegriert sind, die Beziehung (8) und insbesondere der Koeffizient β_1 auch unter diesen Bedingungen (super-)

¹⁵ Die kritischen Werte der von diesen Autoren vorgeschlagenen Testverfahren finden sich dort in Tabelle II auf S. 547.

¹⁶ In *G. Kirchgässner* (1988) sind hierfür die kritischen Werte für die Nullhypothese angegeben, daß es sich bei den beiden betrachteten Variablen *x* und *y* um unkorrelierte Random Walks handelt.

konsistent geschätzt werden kann. Außerdem spielt keine Rolle, welche der beiden Variablen als abhängige und welche als erklärende betrachtet wird: Vertauscht man die beiden Variablen, so wird als kointegrierender Parameter der Wert $1/\beta_1$ geschätzt, und zwar ebenfalls (super-)konsistent. Wir haben daher alle Tests auch in der Gegenrichtung durchgeführt.

Die Ergebnisse sind in den Tabellen 4 a bis 4 c wiedergegeben. Sie sind für alle drei Perioden bzw. Teilperioden praktisch identisch. Gemessen an der t -Statistik des kointegrierenden Parameters kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration nicht verworfen werden. Dies gilt unabhängig davon, in welcher Richtung wir den Test durchführen¹⁷. Betrachten wir dagegen die anderen beiden Teststatistiken, so spielt die Richtung, in welcher der Test durchgeführt wird, sehr wohl eine Rolle. Regressieren wir die Zinssätze auf die Inflationsraten, so kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration im allgemeinen nicht verworfen werden, während wir sie beim Test in der Gegenrichtung zumindest bei den beiden Teilperioden im allgemeinen verwerfen müssen¹⁸. Dabei sind die Ergebnisse beim „Cointegrating-Equation-Durbin-Watson“ häufiger und im allgemeinen auch höher signifikant als beim erweiterten *Dickey-Fuller*-Verfahren.

Betrachtet man die geschätzten Koeffizienten, so zeigt sich, daß sie durchwegs und zum Teil sogar beträchtlich kleiner sind als Eins. Wären die beiden Variablen kointegriert, so müßte jeweils einer der beiden Koeffizienten größer sein als Eins, da ihr Produkt genau Eins ergeben sollte. Hierbei ist jedoch zu berücksichtigen, daß die Schätzungen zwar „super-konsistent“ sind, daß sie aber, wie *A. Banerjee* u. a. (1986) gezeigt haben, bei endlichen Stichproben erheblich nach unten verzerrt sein können. Dies geht damit einher, daß die multiplen Bestimmtheitsmaße der kointegrierenden Gleichungen niedrig sind¹⁹. Dies ist aber hier der Fall: Die Werte des R^2 liegen zum Teil unter 20 Prozent, was wieder eher gegen die Annahme der Kointegration der Variablen spricht, vor allem wenn man berücksichtigt, daß bei den Schät-

¹⁷ In *G. Kirchgässner* (1981), S. 43 f., wurde gezeigt, daß dann, wenn man mit Hilfe des direkten *Granger*-Verfahrens auf gleichzeitige Kausalität testet, die t - bzw. F -Statistiken numerisch identisch sind, unabhängig davon, in welcher Richtung der Test durchgeführt wird. Dieses Ergebnis ist auf die Schätzung der kointegrierenden Gleichung voll übertragbar.

¹⁸ Verwendet man den gesamten Untersuchungszeitraum, so kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration auch beim Test in Gegenrichtung nur noch für die Schweiz verworfen werden. – Die gleiche Asymmetrie fanden auch *R. MacDonald / P. D. Murphy* (1989) bei ihren Untersuchungen bei Anwendung des *Cointegrating-Equation-Durbin-Watson*-Tests sowie meistens auch bei Anwendung des *Dickey-Fuller*-Verfahrens, allerdings nicht beim erweiterten *Dickey-Fuller*-Verfahren.

¹⁹ Die multiplen Bestimmtheitsmaße ergeben sich jeweils aus dem Produkt der beiden geschätzten Kointegrationskoeffizienten.

zungen über den gesamten Zeitraum der Stichprobenumfang nicht gerade klein ist.

Als letzten Test haben wir das von *M. R. Wickens / T. S. Breusch* (1988) vorgeschlagene und auf *R. A. Bewley* (1979) zurückgehende Verfahren angewendet. Hierzu wird folgende Beziehung geschätzt:

$$(10) \quad y_t = \alpha + \beta_2 x_t + \gamma_1 \Delta y_t + \gamma_2 \Delta y_{t-1} + \gamma_3 \Delta x_t + \gamma_4 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

wobei y_{t-1} , y_{t-2} , x_t , x_{t-1} und x_{t-2} als Instrumente verwendet werden. Auch diese Schätzungen werden wieder in beiden Richtungen durchgeführt. Gegenüber den Schätzungen der statischen Beziehung (8) hat dieses Verfahren den Vorteil, daß (bei Kointegration der Variablen) die kointegrierenden Koeffizienten im allgemeinen weniger nach unten verzerrt sind²⁰.

Die geschätzten Parameter der kointegrierenden Gleichung sind jetzt zumeist höher als bei Verwendung der statischen Regression (8). Immerhin 6 der insgesamt 36 geschätzten Parameter sind größer als Eins, wenn auch fast alle nur sehr geringfügig, und 22 Koeffizienten sind nicht signifikant von eins verschieden. Dies spricht für Kointegration bzw. für die Gültigkeit der *Fisher*-Hypothese. Andererseits muß man aber auch sehen, daß, legt man den traditionellen *t*-Test und ein Signifikanzniveau von 5 Prozent zugrunde, immerhin 6 der geschätzten Parameter nicht signifikant von Null verschieden sind, wovon ein Koeffizient sogar negativ ist. Das Ergebnis ist damit nicht so eindeutig, wie es zunächst erscheinen könnte. Vergleicht man die Ergebnisse der beiden Richtungen miteinander, so sind hier – im Gegensatz zu den oben besprochenen Tests – keine systematischen Unterschiede erkennbar.

VI. Abschließende Bemerkungen

Betrachtet man die Ergebnisse aller durchgeführten Tests zusammen, so sind diese alles andere als einheitlich; man könnte sich kaum widersprüchlichere Ergebnisse vorstellen. Dies gilt insbesondere für die Ergebnisse der Kointegrationstests. Eine eindeutige Antwort auf die Frage, ob die Realzinsen stationär sind oder nicht, ist damit – im Gegensatz z. B. zu den Ergebnis-

²⁰ Dieses Verfahren ist im übrigen ähnlich dem von *P. Saikkonen* (1989) vorgeschlagenen asymptotisch effizienten Schätzverfahren für kointegrierende Gleichungen. Dort wird auch gezeigt, daß zukünftige Werte der erklärenden Variablen, wenn sie in die Schätzgleichung einbezogen werden, die Schätzung „verbessern“ können. Insofern spielt auch hier das oben angesprochene mögliche Simultaneitätsproblem keine Rolle.

sen von A. K. Rose (1988) – nicht möglich²¹. Das eindeutigste Ergebnis überhaupt ist, daß Realzinssätze und Inflationsraten entweder beide stationär sind, was auch die Stationarität der Nominalzinsen implizieren würde, oder aber beide nicht-stationär, was Nicht-Stationarität der Nominalzinsen bedeutet und damit mit den bisher bekannten Ergebnissen von Stationaritätstests für Zinssätze vereinbar wäre. Daher spricht einiges für die Nicht-Stationarität der Realzinssätze.

Was die Fisher-Hypothese betrifft, so entsprechen ihr die hier vorgestellten Ergebnisse nicht unbedingt. Zudem läßt auch eine einfache Zerlegung der Varianzen der Nominalzinssätze Zweifel an der Gültigkeit dieser Hypothese aufkommen, zumindest für die Schweiz und die Vereinigten Staaten. Betrachtet man (rein deskriptiv) die für einen endlichen Beobachtungszeitraum geltenden empirischen Varianzen, so müßte gemäß der Fisher-Hypothese für die Varianz der Nominalzinsen gelten²²:

$$(11) \quad \text{var}(i) = \text{var}(r) + \text{var}(p^e).$$

Bei rationalen Erwartungen gilt für die Varianz der tatsächlichen Inflationsrate:

$$(12) \quad \text{var}(p) = \text{var}(p^e) + \text{var}(u),$$

wobei u_t wiederum der Prognosefehler ist. Damit aber gilt, daß die Kovarianz zwischen der tatsächlichen Inflationsrate und dem ex post-Realzinssatz gleich dem Negativen der Varianz des Prognosefehlers ist,

$$(13) \quad \text{cov}(p, r^*) = - \text{var}(u),$$

was impliziert, daß diese Kovarianz negativ sein muß²³.

Die Ergebnisse der Varianzzerlegung der Nominalzinsen in die Varianz der tatsächlichen Inflationsrate, der ex post-Realzinsen sowie der Kova-

²¹ Dabei muß man jedoch sehen, daß die von ihm für die Periode flexibler Wechselkurse erzielten Ergebnisse auch nicht so eindeutig sind. Verwendet er den gesamten Zeitraum von 1973 bis 1986, so kann er z.B. die Annahme einer zweifachen Einheitswurzel für die Preisindizes verwerfen. Dies gilt aber nicht, wenn er nur die Periode der achtziger Jahre betrachtet.

²² Für nicht stationäre Prozesse, d.h. in diesem Fall für die Prozesse, welche die Variablen i , r und p erzeugen, gilt selbstverständlich, daß die unbedingten Varianzen unendlich sind. Endliche Varianzen erhalten wir hier nur für endliche Stichprobenumfänge, gegeben bestimmte Anfangswerte.

²³ Wie aus Beziehung (3) oben hervorgeht, gilt Beziehung (13) auch dann, wenn die entsprechenden Variablen selbst nicht stationär sind, solange nur der Prognosefehler stationär ist und ex ante-Realzinssatz und Inflationserwartung voneinander unabhängig sind.

rianz zwischen diesen beiden Größen sind in Tabelle 5 aufgezeigt. Die Kovarianz hat in allen Fällen das zu erwartende negative Vorzeichen. Wie diese Ergebnisse zeigen, wären aber unter diesen Annahmen die Prognosefehler für die Schweiz und insbesondere für die Vereinigten Staaten außerordentlich hoch: Für die amerikanischen Zinssätze würden die dort angegebenen Werte z.B. bedeuten, daß – bezogen auf den gesamten Beobachtungszeitraum – der Standardfehler der Prognosen (bzw. der mittlere quadratische Fehler) in jeder Periode mehr als drei Prozentpunkte beträgt. Andererseits ergeben sich, zieht man die Prognosefehlervarianz von der Varianz der ex post-Realzinsen sowie von der Varianz der tatsächlichen Inflationsrate ab, für die Varianzen der ex ante-Realzinssätze sowie insbesondere für die Varianz der erwarteten Inflationsrate zum Teil sehr niedrige Werte, was wiederum die Werte für die Varianz der Prognosefehler noch unwahrscheinlicher macht.

Außerdem zeigt Tabelle 5, daß im Vergleich mit den Varianzen der Nominalzinssätze die Varianzen der ex post-Realzinssätze recht hoch sind. Sie sind zum Teil sogar höher als jene, was wieder insbesondere für die Schweiz und die Vereinigten Staaten gilt. Dies bedeutet aber, daß die zeitliche Entwicklung der ex post-Realzinssätze vor allem durch die zeitliche Entwicklung der Inflationsraten und weniger durch diejenige der Nominalzinssätze geprägt wird. Insofern ist es auch nicht erstaunlich, daß die Tests auf Stationarität bei den Realzinsen und bei den Inflationsraten qualitativ ähnliche Resultate erbringen, die sich deutlich von jenen für die Nominalzinsen abheben.

Insgesamt sprechen die Ergebnisse unserer Untersuchungen damit doch für die Nichtstationarität der Realzinssätze. Insofern entsprechen sie den Ergebnissen, welche A. K. Rose (1988) für die Vereinigten Staaten und R. MacDonald / P. D. Murphy (1989) außerdem für Kanada, Belgien und das Vereinigte Königreich erzielten. Allerdings sind nach unseren Ergebnissen dann auch die Inflationsraten nicht stationär, was den Ergebnissen von A. K. Rose (1988) widerspricht. Eindeutigere Ergebnisse schließlich wären wohl nur dann erreichbar, wenn es gelänge, die ‚Fehler‘ in den Inflationsdaten zu verringern.

Anhang*Definitionen und Quellen der Daten*

<i>SER:</i>	Euro-Franken-Satz	
<i>GER:</i>	Euro-DM-Satz	
<i>UER:</i>	Euro-Dollar-Satz	
<i>SSR:</i>	Schweizerischer Geldmarktsatz (Depots bei Großbanken)	
	<i>Quelle:</i> Monatsbericht der schweizerischen Nationalbank	
<i>GSR:</i>	Deutscher Geldmarktsatz (Frankfurt)	
	<i>Quelle:</i> Monatsbericht der deutschen Bundesbank	
<i>USR:</i>	Treasury Bill Rate	
		<i>Quelle:</i> Federal Reserve Bulletin

Alle Zinssätze sind Dreimonatssätze. Verwendet werden Monatsdurchschnittswerte von Januar 1974 bis November 1988.

<i>SSCS:</i>	Schweizerischer Konsumentenpreisindex	
<i>GSCS:</i>	Deutscher Lebenshaltungskostenindex	
<i>USCS:</i>	Konsumentenpreisindex der USA	
		<i>Quelle:</i> OECD, Main Economic Indicators

Alle Preisindices wurden auf Basis 1980 = 100 mit dem multiplikativen X11-Saisonbereinungsverfahren bereinigt. Es standen Monatswerte von Januar 1960 bis November 1988 zur Verfügung. Die Inflationsraten für die Berechnung der ex post-Realzinssätze konnten damit bis einschließlich September 1988 berechnet werden.

Tabelle 1a: Tests auf Stationarität der Nominalzinsen (Test auf eine einfache Wurzel)				
	τ_{μ} (AR)	τ_{μ} (MA)	τ_{τ} (AR)	τ_{τ} (MA)
1974 - 1979 n = 70				
SER	-1.96	-2.06	-0.31	-0.37
GER	-1.68	-2.01	-0.18	-0.14
UER	-1.01	-0.51	-1.14	-0.48
SSR	-1.77	-2.42	-0.03	-0.30
GSR	-1.30	-1.95	0.25	0.01
USR	0.69	0.93	-0.06	-0.24
1980 - 1988 n = 107				
SER	-1.80	-1.82	-2.24	-2.17
GER	-1.20	-1.36	-1.88	-1.69
UER	-2.31	-2.80(*)	-3.81*	-4.46**
SSR	-1.83	-1.70	-2.37	-2.15
GSR	-1.27	-1.56	-2.12	-2.51
USR	-2.35	-3.02*	-3.89*	-4.86**
1974 - 1988 n = 177				
SER	-2.53	-2.68(*)	-2.47	-2.60
GER	-1.97	-2.30	-1.88	-2.17
UER	-2.67(*)	-3.22*	-2.67	-3.22(*)
SSR	-2.25	-2.12	-2.29	-2.16
GSR	-1.86	-2.56	-1.80	-2.40
USR	-2.52	-3.25*	-2.51	-3.24(*)
<p>'(*)', '**' or '***' zeigt, daß die Nullhypothese einer Einheitswurzel auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.</p>				

Tabelle 1b: Tests auf Stationarität der Nominalzinsen (Test auf eine zweifache Wurzel)				
	τ_{μ} (AR)	τ_{μ} (MA)	τ_{τ} (AR)	τ_{τ} (MA)
1974 - 1979 n = 69				
SER	-4.92**	-3.84**	-5.68**	-3.94*
GER	-4.40**	-6.50**	-6.01**	-8.04**
UER	-4.56**	-2.50	-4.87**	-2.39
SSR	-4.04**	-2.97*	-4.61**	-3.26(*)
GSR	-2.96*	-3.01*	-4.26**	-3.85*
USR	-4.81**	-2.39	-5.92**	-2.25
1980 - 1988 n = 107				
SER	-7.03**	-3.57**	-6.95**	-3.51*
GER	-6.37**	-1.86	-6.35**	-1.86
UER	-7.95**	-4.98**	-7.92**	-4.96**
SSR	-5.88**	-1.27	-5.81**	-1.20
GSR	-6.69**	-6.08**	-6.93**	-6.05**
USR	-8.39**	-7.80**	-8.36**	-7.75**
1974 - 1988 n = 176				
SER	-8.46**	-4.60**	-8.54**	-4.70**
GER	-7.71**	-7.94**	-7.74**	-7.59**
UER	-9.62**	-5.95**	-9.60**	-5.93**
SSR	-7.12**	-1.31	-7.12**	-1.31
GSR	-7.27**	-5.69**	-7.30**	-5.71**
USR	-10.39**	-8.46**	-10.36**	-8.44**
'(*)', '*' or '**' zeigt, daß die Nullhypothese einer Einheitswurzel auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.				

Tabelle 2a: Tests auf Stationarität der Preisindizes (Test auf eine einfache Wurzel)				
	τ_{μ} (AR)	τ_{μ} (MA)	τ_{τ} (AR)	τ_{τ} (MA)
1974 - 1979 n = 72				
SCPS	-2.81(*)	-3.10*	-3.09	-3.08
GCPS	-1.81	-2.55	-2.07	-2.33
UCPS	1.53	2.37	0.45	1.79
1980 - 1988 n = 107				
SCPS	-3.38*	-4.66**	-1.15	-1.08
GCPS	-5.17**	-8.24**	-2.24	-2.60
UCPS	-3.49*	-8.32**	-4.40**	-7.52**
1974 - 1988 n = 179				
SCPS	-2.22	-2.75(*)	-0.86	-0.45
GCPS	-4.14**	-7.27**	0.87	1.68
UCPS	-3.07*	-7.81**	-0.13	-0.77
<p>'(*)', '(*)' or '(**)' zeigt, daß die Nullhypothese einer Einheitswurzel auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.</p>				

Tabelle 2b: Tests auf Stationarität der Preisindizes (Test auf eine zweifache Wurzel)				
	τ_{μ} (AR)	τ_{μ} (MA)	τ_{τ} (AR)	τ_{τ} (MA)
1974 - 1979 n = 72				
SCPS	-3.58**	-0.36	-3.75*	-0.17
GCPS	-4.15**	-0.28	-4.41**	-0.06
UCPS	-3.09*	-0.69	-3.49*	-1.02
1980 - 1988 n = 107				
SCPS	-5.51**	-1.92	-6.54**	-2.76
GCPS	-4.06**	-0.69	-5.79**	-1.27
UCPS	-4.00**	-2.13	-4.49**	-2.27
1974 - 1988 n = 179				
SCPS	-6.37**	-0.50	-6.61**	-0.55
GCPS	-5.17**	-0.57	-6.55**	-0.94
UCPS	-4.48**	-2.09	-5.09**	-2.38
<p>'(*)', '*' or '**' zeigt, daß die Nullhypothese einer Einheitswurzel auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.</p>				

Tabelle 2c: Tests auf Stationarität der Preisindizes (Test auf eine dreifache Wurzel)				
	τ_{μ} (AR)	τ_{μ} (MA)	τ_{τ} (AR)	τ_{τ} (MA)
1974 - 1979 n = 72				
SCPS	-9.66**	-8.60**	-9.60**	-9.21**
GCPS	-12.04**	-5.11**	-11.98**	-6.01**
UCPS	-9.75**	-5.58**	-9.83**	-5.36**
1980 - 1988 n = 107				
SCPS	-12.26**	-4.21**	-12.21**	-3.90*
GCPS	-11.44**	-5.68**	-11.38**	-5.72**
UCPS	-9.01**	-2.57	-9.00**	-3.11
1974 - 1988 n = 179				
SCPS	-15.43**	-8.85**	-15.40**	-8.81**
GCPS	-15.84**	-7.72**	-15.80**	-7.41**
UCPS	-12.78**	-5.26**	-12.74**	-5.24**
'(*)', '*' or '**' zeigt, daß die Nullhypothese einer Einheitswurzel auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.				

Tabelle 3: Tests auf Stationarität der Realzinssätze				
	τ_{μ} (AR)	τ_{μ} (MA)	τ_{τ} (AR)	τ_{τ} (MA)
1974 - 1979 n = 68				
SERR	-3.05*	-2.58 (*)	-2.17	-1.89
GERR	-2.60 (*)	-1.24	-2.39	-0.86
UERR	-3.02*	-0.12	-3.45 (*)	-0.03
SSRR	-2.16	-0.73	-2.11	-0.69
GSRR	-3.02*	-1.63	-2.75	-1.10
USRR	-2.17	-0.69	-2.27	-0.94
1980 - 1988 n = 105				
SERR	-4.29**	-2.80 (*)	-4.34*	-2.81
GERR	-3.22*	-0.99	-3.43 (*)	-1.04
UERR	-2.56	-1.47	-3.11	-1.47
SSRR	-3.59**	-0.84	-3.68*	-0.75
GSRR	-3.22*	-1.09	-3.62*	-1.17
USRR	-2.82 (*)	-1.40	-2.97	-1.19
1974 - 1988 n = 173				
SERR	-4.72**	-3.77**	-5.07**	-3.89*
GERR	-2.64 (*)	-1.23	-3.27 (*)	-1.60
UERR	-1.94	-1.36	-2.00	-1.45
SSRR	-3.67**	-1.57	-4.12**	-1.45
GSRR	-2.80 (*)	-1.38	-3.45 (*)	-1.86
USRR	-1.90	-0.77	-1.97	-0.68
'(*)', '(*)' or '(*)' zeigt, daß die Nullhypothese einer Einheitswurzel auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.				

Tabelle 4a: Tests auf Kointegration
1/1974 - 12/1979, 72 Beobachtungen

Y	X	β_1	D.W.	ADF	β_2
SER	SCPS	0.620 (6.14)	0.243	-2.369	0.695* (2.32)
SCPS	SER	0.564 (6.14)	0.523**	-2.235	0.819** (4.05)
GER	GCPS	0.935 (6.51)	0.296	-2.508	0.652 (0.87)
GCPS	GER	0.404 (6.51)	0.568**	-2.694	0.481** (3.24)
UER	UCPS	0.740(*) (13.22)	0.453*	-2.685	0.892** (6.23)
UCPS	UER	0.965(*) (13.22)	0.539**	-2.963(*)	0.965** (6.83)
SSR	SCPS	0.342 (5.51)	0.212	-1.916	0.475 (2.39)
SCPS	SSR	0.884 (5.51)	0.510*	-2.123	1.163** (2.83)
GSR	GCPS	0.951 (6.27)	0.281	-2.963(*)	-0.124 (0.05)
GCPS	GSR	0.378 (6.27)	0.562**	-2.757	0.478** (3.16)
USR	UCPS	0.522(*) (14.01)	0.498*	-1.912	0.836* (2.53)
UCPS	USR	1.412(*) (14.01)	0.595**	-2.814	1.502** (8.22)

'(*)', '*' or '**' zeigt, daß die Nullhypothese einer Nicht-Kointegration auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Tabelle 4b: Tests auf Kointegration 1/1980 - 9/1988, 105 Beobachtungen					
Y	X	β_1	D.W.	ADF	β_2
SER	SCPS	0.301 (4.78)	0.243	-2.681	0.333 (0.87)
SCPS	SER	0.603 (4.78)	0.471*	-3.373*	0.634* (2.48)
GER	GCPS	0.780 (11.96)	0.337(*)	-2.439	1.094** (6.31)
GCPS	GER	0.745 (11.96)	0.498*	-3.389*	0.684** (5.06)
UER	UCPS	0.661 (8.16)	0.222	-1.598	1.060** (3.95)
UCPS	UER	0.594 (8.16)	0.325(*)	-2.946(*)	0.387* (2.07)
SSR	SCPS	0.282 (4.67)	0.219	-2.455	0.380 (1.15)
SCPS	SSR	0.619 (4.67)	0.458*	-3.235*	0.676* (2.51)
GSR	GCPS	0.825 (12.12)	0.341(*)	-2.595	1.005** (3.11)
GCPS	GSR	0.712 (12.12)	0.502*	-3.513*	0.670** (5.63)
USR	UCPS	0.518 (7.72)	0.227	-1.457	0.768** (3.29)
UCPS	USR	0.708 (7.72)	0.327(*)	-2.988(*)	0.431* (1.78)

'(*)', '**' or '***' zeigt, daß die Nullhypothese einer Nicht-Kointegration auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Tabelle 4c: Tests auf Kointegration 1/1974 - 9/1988, 177 Beobachtungen					
Y	X	β_1	D.W.	ADF	β_2
SER	SCPS	0.452 (7.43)	0.207	-3.223*	0.588* (2.20)
SCPS	SER	0.531 (7.43)	0.472*	-3.867**	0.668** (4.11)
GER	GCPS	0.622 (9.24)	0.148	-2.211	0.917** (2.92)
GCPS	GER	0.527 (9.24)	0.301	-2.757	0.424* (2.13)
UER	UCPS	0.391 (6.29)	0.104	-1.790	0.884** (2.79)
UCPS	UER	0.471 (6.29)	0.162	-2.062	0.108 (0.38)
SSR	SCPS	0.306 (6.19)	0.163	-2.627	0.478(*) (1.87)
SCPS	SSR	0.587 (6.19)	0.442*	-3.582*	0.649* (2.65)
GSR	GCPS	0.675 (9.39)	0.150	-2.443	1.005** (3.11)
GCPS	GSR	0.509 (9.39)	0.306	-2.846(*)	0.420* (2.29)
USR	UCPS	0.262 (5.09)	0.095	-1.607	0.652* (2.20)
UCPS	USR	0.491 (5.09)	0.156	-2.014	0.014 (0.04)

'(*)', '*' or '**' zeigt, daß die Nullhypothese einer Nicht-Kointegration auf dem 10, 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Tabelle 5: Zerlegung der Varianz der Nominalzinsen

	var(i)	var(r [*])	var(p)	cov(r [*] ,p)	cor(r [*] ,p)
74 - 79 n = 72					
SER	11.029	8.615	10.036	-3.758	-0.410
GER	5.153	3.217	2.226	-0.143	-0.054
UER	7.460	2.794	9.735	-2.499	-0.486
SSR	3.883	7.055	10.036	-6.512	-0.784
GSR	5.607	3.597	2.225	-0.107	-0.038
USR	3.600	3.171	9.735	-4.588	-0.838
80 - 88 n = 105					
SER	3.615	6.502	7.245	-5.018	-0.738
GER	6.913	3.214	6.607	-1.440	-0.316
UER	13.920	9.890	12.511	-4.201	-0.381
SSR	3.305	6.460	7.245	-5.151	-0.760
GSR	7.654	3.357	6.607	-1.144	-0.245
USR	9.149	8.702	12.511	-5.975	-0.578
74 - 88 n = 177					
SER	7.092	7.892	8.332	-4.540	-0.563
GER	6.483	5.142	5.490	-2.063	-0.391
UER	12.334	15.578	14.871	-9.006	-0.595
SSR	4.346	7.577	8.332	-5.749	-0.728
GSR	7.097	5.364	5.490	-1.868	-0.346
USR	7.987	15.021	14.871	-10.906	-0.734

Literatur

A. Banerjee / J. J. Dolado / D. F. Hendry / G. W. Smith (1986), Exploring Equilibrium Relations in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48 (1986), S. 253 - 277. – R. A. Bewley (1979), The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Dynamic Model, *Economics Letters* 3 (1979), S. 357 - 361. – D. A. Dickey / W. A. Fuller (1981), Likelihood Ratio Test Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Econometrica* 49 (1981), S. 1057 - 1072. – R. F. Engle / C. W. J. Granger (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55 (1987), S. 251 - 276. – I. Fisher (1930), *The Theory of Interest*, New York 1930;

deutsche Übersetzung: Die Zinstheorie, Gustav Fischer, Jena 1932. – W. A. Fuller (1976), Introduction to Statistical Time Series, Wiley, New York 1976. – W. Gebauer (1982), Realzins, Inflation und Kapitalzins, Springer, Berlin / Heidelberg / New York 1982. – M. Granzio / H. Schelbert (1983), Ex ante Real-Zinssätze am Euromarkt, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 103 (1983), S. 437 - 459. – G. Kirchgässner (1981), Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen: Darstellung und Kritik, Vandenhoeck und Ruprecht, Göttingen 1981. – G. Kirchgässner (1988), Validity or Collapses of Purchasing Power Parity Theory?, Additional Empirical Results for the Seventies and Eighties, Beiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Osnabrück, Nr. 8802, Januar 1988. – G. Kirchgässner / J. Wolters (1987), U.S.-European Interest Rate Linkage: A Time Series Analysis for West Germany, Switzerland, and the United States, Review of Economics and Statistics 69 (1987), S. 675 - 684. – G. Kirchgässner / J. Wolters (1990), Uncovered Interest Parity Condition Between the United States and Europe under Different Exchange Rate Regimes, erscheint in: S. F. Frowen (ed.), Monetary Theory and Monetary Policy, New Tracks for the 1990s, MacMillan, London 1990. – R. E. Lucas (1976), Econometric Policy Evaluation, A Critique, in: K. Brunner / A. H. Meltzer (eds.), The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Band 1, North-Holland, Amsterdam 1976, S. 16 - 46. – R. MacDonald / D. Murphy (1989), Testing for the Long Run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques, Applied Economics 21 (1989), S. 439 - 447. – J. Muth (1961), Rational Expectations and the Theory of Price Movements, Econometrica 29 (1961), S. 315 - 335. – P. Perron / P. C. B. Phillips (1987), Does GNP Have a Unit Root?, A Re-Evaluation, Economics Letters 23 (1987), S. 139 - 145. – P. C. B. Phillips / P. Perron (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika 75 (1988), S. 335 - 346. – A. K. Rose (1988), Is the Real Interest Rate Stable?, Journal of Finance 43, (1988), S. 1095 - 1112. – P. Saikkonen (1989), Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions, Department of Statistics, Universität Helsinki, Research Report Nr. 72, September 1989. – P. C. Schotman (1987), Long Run International Equilibrium Relations, Erasmus-Universität Rotterdam, mimeo, 1987. – P. C. Schotman (1989), Empirical Studies on the Behaviour of Interest Rates and Exchange Rates, Dissertation, Erasmus-Universität Rotterdam, Juni 1989. – G. W. Schwert (1987), Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data, Journal of Monetary Economics 20 (1987), S. 73 - 103. – G. W. Schwert (1989), Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, Journal of Business and Economic Statistics 7 (1989), S. 147 - 159. – J. H. Stock (1987), Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, Econometrica 55 (1987), S. 1035 - 1056. – A. Thiemer (1987), Der Zusammenhang zwischen Realzins und Inflationserwartung, Josef Eul, Bergisch Gladbach / Köln 1987. – M. R. Wickens / T. S. Breusch (1988), Dynamic Specification, the Long-Run and the Estimation of Transformed Regression Models, Economic Journal 98 (1988), S. 189 - 205.

Zusammenfassung

Sind die Realzinsen stationär? Theoretische Überlegungen und empirische Ergebnisse

Im Rahmen dieser Arbeit wurden zum einen Nominalzinssätze und Inflationsraten und zum anderen ex post-Realzinssätze auf Stationarität untersucht. Dabei wurden inländische und Euromarkt 3-Monats-Zinssätze für die Vereinigten Staaten, die Schweiz und die Bundesrepublik Deutschland für die Periode flexibler Wechselkurse ab 1974 untersucht. Für alle drei Größen ergab sich dabei Nicht-Stationarität. Auch konnte nur wenig Evidenz für Kointegration von Nominalzinsen und Inflationsraten gefunden werden. Dies alles läßt sich kaum mit der Gültigkeit der *Fisher*-Hypothese vereinbaren. Allerdings ist zu berücksichtigen, daß die im theoretischen Modell verwendeten Inflationserwartungen durch die tatsächliche Inflationsentwicklung möglicherweise nur sehr unvollkommen, d. h. mit relativ großem (Prognose-)Fehler, abgebildet werden und daß diese Fehler auch die Varianz der Realzinssätze ‚aufblähen‘. ‚Bessere‘ Ergebnisse sind nur dann zu erwarten, wenn man die Inflationserwartungen ‚besser‘ erfassen kann.

Summary

Is Real Interest Stationary? Hypothetical Ideas and Empirical Results

This contribution analyses nominal rates of interest and rates of inflation on the one hand and ex-post real rates of interest on the other with a view to establishing whether they are stationary in nature. To this end, three-months domestic and Euromarket rates of interests have been analysed for the United States of America, Switzerland and the Federal Republic of Germany on the basis of the flexible exchange rate data governing the period from 1974. It has turned out that all three quantities were non-stationary in character. Moreover, there was little evidence suggesting co-integration of nominal rates of interest and rates of inflation. All this is hardly compatible with the validity of the *Fisher* hypothesis. But it must be borne in mind that the assumptions made for inflationary expectations in the theoretical model have turned out to be highly unsatisfactory compared with actual inflationary developments, i. e. been subject to relatively big (prognosticating) mistakes, and that such mistakes tend to “inflate” also the variability of real rates of interest. “Better” results may only be expected from an “improved” coverage of inflationary expectations.

Résumé**Les taux d'intérêt réels sont-ils stationnaires?
Réflexions théoriques et résultats empiriques**

Dans ce travail, il est examiné si, d'une part les taux d'intérêt nominaux et les taux d'inflation et, d'autre part, les taux d'intérêt réels ex-post, sont stationnaires. Les auteurs analysent les taux d'intérêt de trois mois nationaux et de l'euro-marché pour les Etats-Unis, la Suisse et la République fédérale d'Allemagne pour la période des cours de change flottants, à partir de 1974. Les trois valeurs s'y sont révélées non-stationnaires. On n'a pas non plus pu trouver beaucoup de preuves pour la cointégration des taux d'intérêt nominaux et des taux d'inflation. Tout ceci est à peine compatible avec la validité de l'hypothèse de Fisher. Il faut cependant considérer que les attentes d'inflation utilisées dans le modèle théorique ne peuvent probablement être reproduites par l'évolution réelle de l'inflation que de façon très imparfaite, c'est-à-dire avec de grosses erreurs de pronostics, et que ces erreurs «gonflent» aussi la variance des taux d'intérêt réels. On ne peut s'attendre à de «meilleurs» résultats que si l'on peut mieux saisir les attentes d'inflation.