

Kirchgässner, Gebhard

Article

Die Wiederkehr des Zinsbonus - Neue empirische Ergebnisse zum Einfluss der europäischen und der amerikanischen auf die schweizerischen Euromarktinsen

Aussenwirtschaft

Provided in Cooperation with:

University of St.Gallen, School of Economics and Political Science, Swiss Institute for International Economics and Applied Economics Research

Suggested Citation: Kirchgässner, Gebhard (2003) : Die Wiederkehr des Zinsbonus - Neue empirische Ergebnisse zum Einfluss der europäischen und der amerikanischen auf die schweizerischen Euromarktinsen, Aussenwirtschaft, ISSN 0004-8216, Universität St.Gallen, Schweizerisches Institut für Aussenwirtschaft und Angewandte Wirtschaftsforschung (SIAW-HSG), St.Gallen, Vol. 58, Iss. 2, pp. 249-274

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/231027>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Die Wiederkehr des Zinsbonus – Neue empirische Ergebnisse zum Einfluss der europäischen und der amerikanischen auf die schweizerischen Euromarktzinsen[#]

Gebhard Kirchgässner

Universität St. Gallen und CESifo

First, using monthly data from 1981 onwards of 3 months Euro rates it is shown that there is a long-run equilibrium relation between the Swiss and the German/Euro-area interest rates which has neither been destroyed by the rejection of Switzerland joining the European Economic Area nor by the introduction of the Euro nor by the events of September 11, 2001. It implies an interest rate bonus of about 1 percentage point. At the end of the 1980s this bonus seemed to vanish, but in the 1990s it came about again, and has been transferred from the German Mark to the Euro. In the second part of the paper, using daily rates, it is shown that the short-run impact of the U.S. on the European interest rates is stronger after September 11, 2001, than in the period before. A long-run impact in the sense of an equilibrium relation between the U.S. and the European interest rates which might be dominated by the U.S. rates can, however, neither be found in the monthly nor in the daily data.

Keywords: International Interest Rate Linkage, Uncovered Interest Rate Parity

JEL-Codes: E43

1 Einleitung

Es gibt zwei Aussagen über den Verlauf der schweizerischen Zinsen, die wohl kaum bestritten werden dürften und die überdies durch eine ganze Reihe von Arbeiten belegt sind.¹ Zum einen wird die Entwicklung in der Schweiz weitgehend durch die internationale Zinsentwicklung bestimmt, insbesondere durch jene in Deutschland bzw. in Europa und jene in den Vereinigten Staaten. Zweitens existiert ein Zinsbonus bzw. die Schweiz kann als «Zinsinsel» betrachtet werden: Die kurzfristigen, insbesondere jedoch die langfristigen Zinsen sind in der Schweiz im Allgemeinen tiefer als in den europäischen Nachbarländern oder in den Vereinigten Staaten. Dies gilt nicht nur für die nominalen, sondern auch für die realen Zinsen. Zwar ging der Zinsbonus gegenüber den nominalen kurzfristigen deutschen Euromarktsätzen Ende der achtziger Jahre zeitweilig verloren, und auch die amerikanischen Zinsen waren zeitweise niedriger als die schwei-

[#] Diese Arbeit ist meinem Kollegen HEINZ HAUSER zu seinem 60. Geburtstag gewidmet.

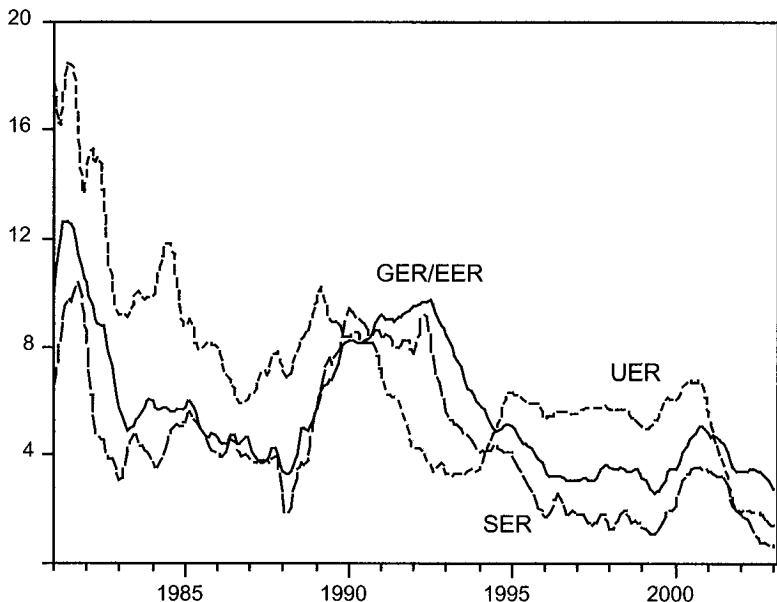
¹ Siehe z.B. KIRCHGÄSSNER und WOLTERS (1987, 1991, 1993, 1995); CAPITELLI und SCHLEGEL (1991); KIRCHGÄSSNER (1993); RICH (1998); HANIOTIS ET AL. (2001); sowie KUGLER und WEDER (2002).

zerischen, aber dies waren immer nur vergleichsweise kurze Episoden. Und auch die von HANIOTIS ET AL. (2001) festgestellte internationale Konvergenz der langfristigen Realzinsen hat nicht dazu geführt, dass der Zinsbonus vollständig verschwunden wäre.

Dies muss freilich nicht bedeuten, dass sich in den Beziehungen zwischen den verschiedenen Währungen nichts verändert hätte. Schliesslich gab es zumindest drei Ereignisse, die in diesen Beziehungen einen Strukturbruch herbeigeführt haben könnten: Die Abstimmung vom 2. Dezember 1992, in welcher der Beitritt zum Europäischen Wirtschaftsraum von den Stimmbürgern verworfen wurde, die Einführung des Euro als einer einheitlichen Währung in der Europäischen Währungsunion zu Beginn des Jahres 1999, sowie der Anschlag vom 11. September 2001 auf das World Trade Center stellen mögliche Zeitpunkte von Strukturbrüchen dar. Zumindest auf letzteres Ereignis haben die Zinssätze auch stark reagiert. Die eigentlich interessierende Frage ist jedoch, ob dadurch auch der (langfristige) Zusammenhang zwischen ihnen beeinflusst wurde.

Abbildung 1 zeigt den Verlauf der schweizerischen, amerikanischen und europäischen 3-Monats-Euromarktdaten vom Beginn des Jahres 1981 bis zum Februar 2003. Dabei werden die «europäischen» Zinsen bis einschliesslich Dezember 1998 durch die deutschen und anschliessend, d.h. nach Einführung des Euro, durch den Zinssatz der Europäischen Währungsunion repräsentiert. Im Prinzip könnten wir auch für die Zeit vor Einführung des Euro den «europäischen» Zinssatz für Papiere in ECU bzw. Euro verwenden, wie er von der Schweizerischen Nationalbank ausgewiesen wird. Dagegen spricht jedoch nicht nur, dass Deutschland der wichtigste europäische Handelspartner der Schweiz ist, sondern auch, wie z.B. in KIRCHGÄSSNER und WOLTERS (1993) für die achtziger Jahre gezeigt wurde, dass die DM jene Währungen, die im Europäischen Währungssystem waren, zumindest in ihrer langfristigen Bewegung vor der Einführung des Euro weitgehend dominiert hat. Daher ist es sinnvoller, den Eurozinssatz für auf DM lautende Papiere für diesen Zeitraum zu verwenden.

Abbildung 1 Entwicklung der schweizerischen, deutschen/europäischen und amerikanischen Euromarktsätze, Monatsdaten, Januar 1981–Februar 2003



Quelle: Schweizerische Nationalbank.

Anmerkung: Mit Ausnahme der deutsche Monatsdaten wurden alle in dieser Arbeit verwendeten Daten von der Website der Schweizerischen Nationalbank heruntergeladen. Internet: http://www.snb.ch/d/publikationen/monatsheft/aktuelle_publication/html/matrix_lists/d/statmon_E1.html (Seitenaufwurf vom 1. Mai 2003). Da die deutschen Monatsdaten dort nicht verfügbar sind, wurden sie den Monatsberichten der entsprechenden Jahre entnommen.

Abbildung 1 zeigt zum einen, dass sich die deutschen/europäischen (GER/EER) und die schweizerischen (SER) Zinsen weitgehend parallel entwickelt haben, wobei die schweizerischen Zinsen zu Beginn und wiederum ab Mitte der Untersuchungsperiode deutlich tiefer lagen, während für die zweite Hälfte der achtziger Jahre kein systematischer Unterschied erkennbar ist. Hier scheint ein langfristiger Zusammenhang vorstellbar zu sein. Ganz anders sieht das Verhältnis zu den amerikanischen Zinsen (UER) aus. Lagen diese zu Beginn der Periode deutlich über den deutschen und erst recht über den schweizerischen Zinssätzen, so waren sie in der ersten Hälfte der neunziger Jahre deutlich tiefer als diese, und heute

sind sie deutlich niedriger als die europäischen und nur knapp höher als die schweizerischen Zinsen. Hier ist ein langfristiger Zusammenhang nicht erkennbar, zumindest solange man diesen mit der Vorstellung eines langfristig konstanten Abstandes verbindet. Die amerikanischen und die europäischen Zinsen scheinen daher zwar gemeinsame Schwingungen aufzuweisen, aber unterschiedlichen Trends zu folgen.²

Theoretischer Hintergrund von Untersuchungen zum internationalen Zinszusammenhang ist üblicherweise die Hypothese der ungedeckten Zinsparität (UIP). Voraussetzungen für deren Gültigkeit sind die Abwesenheit von Transaktionskosten, ein unbehinderter Kapitalverkehr sowie das Fehlen von Risikoaversion gegenüber Geldanlagen im Ausland. Unter diesen Bedingungen können inländische und ausländische Wertpapiere als vollkommene Substitute betrachtet werden. Sei i_t der inländische Zinssatz, i_t^* der ausländische Zinssatz, e_t der Logarithmus des Wechselkurses zwischen beiden Ländern, $E(\cdot)$ der bedingte Erwartungsoperator und Δ der Differenzenoperator. Dann gilt:

$$(1) \quad i_t = i_t^* + E_t(\Delta e_{t+1}),$$

d.h. der inländische Zinssatz entspricht dem ausländischen Zinssatz (für eine Anlage mit gleicher Maturität) und der erwarteten Wechselkursänderung. Sind die oben angegebenen Bedingungen nicht erfüllt, so gilt UIP allenfalls approximativ. Wieweit sich inländische und ausländische Zinsen annähern, hängt damit von der erwarteten Wechselkursentwicklung ab. Nun gibt es reichlich Evidenz dafür, dass sich (freie) Wechselkurse kurzfristig wie ein *Random Walk* (ohne Drift) verhalten, was impliziert, dass die erwartete Wechselkursänderung Null ist.³ In diesem Fall müssten die beiden Zinssätze identisch sein.

Die Abwesenheit von (relevanten) Transaktionskosten sowie freier Kapitalverkehr können für die in dieser Arbeit verwendeten Euromarktsätze, die in London gehandelt werden, unterstellt werden. Dies gilt freilich nicht notwendigerweise auch für die Risikobetrachtung; es könnte zumin-

2 Die zeigt sich bereits anhand der einfachen Korrelationskoeffizienten: Während die europäischen mit den schweizerischen Zinssätzen mit einem Koeffizienten von 0.910 sehr hoch korreliert sind, beträgt der Korrelationskoeffizient der amerikanischen mit den europäischen Zinsen nur 0.543 und mit den schweizerischen Zinsen nur 0.478. Für die ersten Differenzen betragen die entsprechenden Koeffizienten 0.480, 0.209 sowie 0.273.

3 Siehe z.B. bereits DIEBOLD (1988). Unkorreliertheit der Wechselkursänderungen bedeutet hier freilich nicht Unabhängigkeit, da die Quadrate der Wechselkursänderungen zeitlich korreliert sind, was zu einer Überschusskurtosis (und damit auch zur Verletzung der Normalverteilungsannahme) führt.

dest sein, dass Anlagen in Schweizer Franken als sicherer angesehen werden als Anlagen in anderen Währungen. Schliesslich wird dieses Argument häufig als Begründung für die Existenz des Zinsbonus herangezogen.⁴ Solange die Differenz in den Risikoprämien stationär ist, sollte dann aber zumindest noch die *relative* ungedeckte Zinsparität gelten, d.h. die erwarteten Veränderungen der Zinssätze sollten gleich sein bzw. die Differenz zwischen den beiden Zinssätzen sollte stationär sein.

Fragt man systematisch nach langfristigen Zusammenhängen zwischen Variablen, die als Zeitreihen vorliegen, so impliziert dies seit der grundlegenden Arbeit von ENGLE und GRANGER (1987) dann, wenn diese (möglicherweise) nicht-stationär sind, die Frage nach der Existenz von Kointegrationsbeziehungen. Damit die entsprechende Analyse (insbesondere im multivariaten Fall) sinnvoll durchgeführt werden kann, bedarf es zum einen einer genügenden Anzahl von Beobachtungen, da die anzuwendenden Testverfahren nur asymptotisch gültige Aussagen zulassen. Zum anderen aber bedarf es eines genügend langen Zeitraums, damit bei hoch autokorrelierten Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht überhaupt festgestellt werden kann, ob eine Tendenz zur Rückkehr zum Gleichgewicht besteht.

Im Folgenden geht es darum, anhand von 3-Monats-Euromarktsätzen zu untersuchen, inwieweit die relative ungedeckte Zinsparität gilt und ob sich daran durch die oben erwähnten Ereignisse im Zeitablauf etwas geändert hat. Dabei verwenden wir zum einen Monatsdaten für den Zeitraum von 1981 bis 2003, d.h. knapp zwei Jahre nach der Einführung des Europäischen Währungssystems im Jahr 1979 bis heute,⁵ und zum anderen Tagesdaten für die Zeit seit der Einführung des Euros im Januar 1999. Nach dem gerade Gesagten kann sinnvollerweise nur anhand der Monatsdaten die Frage nach der Existenz langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen untersucht werden. Da sich die Vorgänge auf den internationalen Finanzmärkten jedoch sehr schnell vollziehen, sind zur Untersuchung kurzfristiger Effekte die Tagesdaten sehr viel geeigneter. Daher werden wir im folgenden *Abschnitt 2*, der sich mit den Monatsdaten befasst, das Schwergewicht der Argumentation auf die möglichen langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und die damit verbundene Frage nach

4 Dabei wird häufig auch auf das Bankgeheimnis verwiesen. KUGLER und WEDER (2002) zeigen jedoch, dass dieses Argument äusserst fragwürdig ist.

5 Die Untersuchungen sind damit vergleichbar mit KIRCHGÄSSNER und WOLTERS (1991, 1993), die mit Monatsdaten den Zeitraum von 1981 bis 1988 betrachtet haben. Eine Untersuchung über die Verhältnisse vor und nach der Einführung des Europäischen Währungssystems findet sich in KIRCHGÄSSNER und WOLTERS (1995).

der entsprechenden Höhe des «gleichgewichtigen» Zinsbonus legen, während wir in *Abschnitt 3* mit den Tagesdaten die kurzfristigen Interaktionen näher betrachten. Im abschliessenden *Abschnitt 4* wird diskutiert, inwieweit die mit Hilfe der beiden Datensätze erzielten Ergebnisse miteinander vereinbar sind.

2 Untersuchungen mit Monatsdaten

Wie gerade ausgeführt wurde, verwenden wir Monatsdaten von Januar 1981 bis Februar 2003. Damit stehen uns 266 Beobachtungen zur Verfügung. Dabei beschränken wir uns auf die drei in diesem Zusammenhang wichtigsten Zinsen, die in *Abbildung 1* dargestellten schweizerischen, deutschen/europäischen und amerikanischen 3-Monats-Euromarktsätze. Zunächst wurden die drei Variablen mit Hilfe des Augmented Dickey-Fuller Tests sowie des Phillips-Perron Tests auf Stationarität untersucht. Die Ergebnisse sind in *Tabelle 1* angegeben.⁶ In allen drei Fällen kann für die ersten Differenzen der Variablen die Nullhypothese verworfen werden; sie sind in jedem Fall stationär. Bei den Niveaus kann die Nullhypothese dagegen nur für die Vereinigten Staaten verworfen werden; für die schweizerischen und die europäischen Zinsen kann sie nicht abgelehnt werden. Wir gehen daher im Folgenden davon aus, dass diese beiden Reihen nicht-stationär sind.

Tabelle 1 Ergebnisse der Stationaritätstests, 01/1981–02/2003

Verfahren	Augmented Dickey-Fuller Test		Phillips-Perron Test		
	Variable	Niveau	1. Differenz	Niveau	1. Differenz
SER	-1.493	-14.368***	-1.652	-14.540***	-14.540***
EER	-2.240	-6.890***	-1.702	-12.909***	-12.909***
UER	-2.843(*)	-4.976***	-3.238*	-15.592***	-15.592***

Anmerkungen: 266 Beobachtungen, die Zahl der Lags wurde mit Hilfe des Hannan-Quinn Kriteriums bestimmt, ‘(*)’, ‘*’, ‘***’ bzw. ‘****’ zeigt an, dass die Nullhypothese der Nichtstationarität auf dem 10, 5, 1 bzw. 0.1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Da wir zumindest bei zwei der drei betrachteten Variablen Nichtstationarität unterstellen, müssen wir damit rechnen, dass diese Variablen kointegriert sind. Um dies zu untersuchen, wenden wir auf das System das

6 Die Berechnungen wurden mit EViews, Version 4.1, durchgeführt.

Johansen-Verfahren an. Wenn man unterstellt, dass kein deterministischer Trend besteht, und wenn man ein Absolutglied in den kointegrierenden Beziehungen zulässt, kann die Nullhypothese, dass kein Kointegrationsvektor existiert, auf dem 1%-Niveau verworfen werden.⁷ Die weitere Hypothese, dass auch ein zweiter Kointegrationsvektor besteht, kann zwar auf dem 5%-Niveau knapp nicht verworfen werden, wird jedoch auf dem 10%-Niveau sehr deutlich verworfen. Dies ist damit vereinbar, dass ein oder zwei Kointegrationsbeziehungen bestehen oder dass neben einer Kointegrationsbeziehung eine stationäre Variable im System ist. Geht man vor diesem Hintergrund davon aus, dass alle drei Zinssätze nicht-stationär sind (und damit den gleichen Integrationsgrad haben) und dass nur eine Kointegrationsbeziehung existiert, welche die relative ungedeckte Zinsparität zwischen den deutschen und den schweizerischen Zinsen abbildet, so ergibt sich eine Testgrösse von $\hat{\chi}^2(2) = 0.910$, womit diese Hypothese auf keinem konventionellen Signifikanzniveau verworfen werden kann. Testet man zusätzlich, ob von dieser Beziehung ein Einfluss auf die amerikanischen Zinsen ausgeht, so kann, was freilich nicht überrascht, auch diese Nullhypothese mit $\hat{\chi}^2(1) = 1.767$ ebenfalls auf keinem konventionellen Signifikanzniveau verworfen werden. Erlegt man beide Beziehungen dem System auf, ergibt sich folgende langfristige Beziehung:⁸

$$(2a) \quad \text{SER} = 1.186 + \text{EER}. \\ (5.75)$$

Geht man zusätzlich davon aus, dass die amerikanischen Zinssätze stationär sind, so erhalten wir eine Testgrösse von $\hat{\chi}^2(5) = 3.276$, weshalb auch diese gemeinsame Nullhypothese nicht verworfen werden kann. Unter diesen Annahmen ergibt sich zwischen den schweizerischen und europäischen Zinsen als langfristige Beziehung:

$$(2b) \quad \text{SER} = 1.134 + \text{EER}.$$

Unabhängig davon, welche der beiden Annahmen man über den Integrationsgrad des Euro-Dollar-Satzes macht, scheint für diesen Zeitraum die (relative) Zinsparität zwischen dem deutschen und dem schweizerischen

7 Wir haben vier Lags verwendet. Die Ergebnisse ändern sich jedoch praktisch nicht, wenn man nur eine Verzögerung in den Differenzen zulässt, wie es das Schwarz-Kriterium nahelegt. Dies gilt sowohl für die Ergebnisse der Tests als auch für die geschätzten Parameter der langfristigen Beziehung.

8 Die Zahlen in Klammern sind die Absolutbeträge der t-Statistiken der geschätzten Parameter.

9 Für diesen Fall wurden vom Programm keine Standardfehler angegeben.

Zinssatz zu gelten, wobei die Schweiz über einen Zinsbonus von etwas mehr als einem Prozentpunkt verfügt.

Im nächsten Schritt sollen die kausalen Beziehungen zwischen diesen drei Zinsreihen näher untersucht werden. Verwendet man das Schwarz-Kriterium, so ergibt sich für die Niveaus eine optimale Lag-Länge von 2 (bzw. für die ersten Differenzen eine optimale Lag-Länge von 1). Da Kointegration vorliegt, erhöhen wir die Verzögerung entsprechend dem Vorschlag von TODA und YAMAMOTO (1995) um den Kointegrationsgrad von 1 und verwenden 3 Lags.¹⁰ Die Ergebnisse für die bivariaten Tests sind in *Tabelle 2* dargestellt. Wie nicht anders zu erwarten war, erhalten wir in allen drei Fällen hoch signifikante gleichzeitige Kausalitätsbeziehungen. Daneben erhalten wir eine Feedback-Beziehung zwischen dem schweizerischen und dem europäischen Zinssatz, eine einseitige Kausalbeziehung vom amerikanischen zum schweizerischen sowie ebenfalls eine Feedback-Beziehung zwischen dem amerikanischen und dem europäischen Zinssatz.

Tabelle 2 Ergebnisse der Kausalitätstests, 01/1981–02/2003

X	Y	$\hat{F}(X \rightarrow Y)$	$\hat{F}(Y \rightarrow X)$	$\hat{F}(X \leftrightarrow Y)$
SER	EER	3.454*	3.614*	80.633***
SER	UER	3.175*	1.083	26.665***
EER	UER	2.759*	6.970***	18.553***

Anmerkungen: 266 Beobachtungen, 3 Lags, ‘(*)’, ‘*’, ‘***’ bzw. ‘****’ zeigt an, dass die Nullhypothese, dass keine Kausalbeziehung existiert, auf dem 10, 5, 1 bzw. 0.1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Fragt man nach der partiellen Kausalität zwischen den schweizerischen und den europäischen Zinsen unter Berücksichtigung des Einflusses der amerikanischen Zinsen, so ergibt sich für die gleichzeitige Beziehung ein $\hat{\chi} = 57.258$, für die einfache Beziehung von den europäischen zu den schweizerischen Zinsen ein $\hat{\chi} = 2.812$, sowie für die Umkehrbeziehung ein $\hat{\chi} = 5.088$. In allen drei Fällen kann die Nullhypothese, dass keine Kausalbeziehung existiert, mindestens auf dem 5%-Signifikanzniveau verworfen werden. Eine Dominanz der amerikanischen Zinsen in dem Sinn, dass in Europa keine eigenständigen Beziehungen bestünden, existiert daher

10 Solange wir bei den Tests jeweils nur zwei Variablen verwenden, kann der Kointegrationsgrad trivialerweise nicht höher als «Eins» sein. Die Ergebnisse verändern sich qualitativ jedoch nicht, wenn man wegen der möglichen Stationarität der amerikanischen Zinsen die Zahl der Lags auf vier erhöht.

nicht. Dies war freilich nach den Ergebnissen der Kointegrationstests auch nicht zu erwarten.

Im nächsten Schritt geht es darum, aufbauend auf diesen Ergebnissen ein kleines simultanes Gleichungsmodell zu erstellen, mit dessen Hilfe anschliessend Tests auf Strukturbrüche durchgeführt werden können. Hierzu muss (wie immer in solchen Fällen) für die gleichzeitigen Beziehungen eine Kausalstruktur unterstellt werden, da sich diese aus den Daten nicht ablesen lässt. Wie in den früheren Arbeiten gehen wir auch hier davon aus, dass dabei die grösseren Länder die kleineren dominieren. Konkret nehmen wir an, dass die deutschen/europäischen Zinsen gleichzeitig auf die schweizerischen Zinsen wirken und dass die amerikanischen gleichzeitig auf beide anderen Zinssätze wirken (UER → EER → SER).

Wenn wir entsprechend den oben beschriebenen Ergebnissen der Stationaritäts- und der Kointegrationsanalyse unterstellen, dass die amerikanischen Zinsen stationär sind, ergibt sich bei Berücksichtigung des einen Kointegrationsvektors zwischen den schweizerischen und den deutschen Zinsen mit Hilfe des Zellner-Aitken-Verfahrens folgendes Fehler-Korrektur-Modell:¹¹

$$\begin{aligned}
 (3a) \quad \Delta SER_t &= 0.109 \Delta SER_{t-1} + 0.686 \Delta EER_t - 0.069 \Delta EER_{t-1} + 0.179 \Delta UER_t \\
 &\quad (1.77) \qquad (8.10) \qquad (0.76) \qquad (3.74) \\
 &\quad - 0.077 \Delta UER_{t-1} - 0.070 (SER_{t-1} + 1.309 - 1.040 EER_{t-1}) + \hat{u}_{1,t}, \\
 &\quad (1.64) \qquad (3.05) \qquad (2.00) \quad (9.52) \\
 \bar{R}^2 &= 0.279, \quad SER = 0.392, \quad \hat{Q}(3) = 1.992.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (3b) \quad \Delta EER_t &= 0.218 \Delta EER_{t-1} + 0.094 \Delta SER_{t-1} + 0.133 \Delta UER_t - 0.090 \Delta UER_{t-1} \\
 &\quad (3.40) \qquad (2.14) \qquad (3.97) \qquad (2.71) \\
 &\quad + 0.045 (SER_{t-1} + 1.309 - 1.040 EER_{t-1}) + \hat{u}_{2,t}, \\
 &\quad (2.73) \qquad (2.00) \quad (9.52) \\
 \bar{R}^2 &= 0.157, \quad SER = 0.283, \quad \hat{Q}(3) = 5.080.
 \end{aligned}$$

11 SER bezeichnet den Standardfehler der Residuen, $\hat{Q}(k)$ den Wert der Ljung-Box Q-Statistik zur Überprüfung der Residuen auf Autokorrelation mit k Freiheitsgraden.

$$(3c) \quad \Delta UER_t = 0.110 \Delta UER_{t-1} - 0.075 \Delta EER_{t-1} - 0.008 \Delta SER_{t-1} - 0.013 UER_{t-1} \\
(1.84) \quad (0.65) \quad (0.10) \quad (3.28) \\
+ \hat{u}_{3,t},$$

$$\bar{R}^2 = 0.027, \quad SER = 0.510, \quad \hat{Q}(3) = 6.221.$$

In allen drei Gleichungen gibt es (bei vier Verzögerungen und drei Freiheitsgraden) keine signifikante Autokorrelation, wohl aber noch – wie bei Finanzmarktdaten üblich – erhebliche Überschusskurtosis. Diese kann durch ARCH-Schätzungen zwar etwas reduziert, aber nicht wirklich beseitigt werden. Die geschätzten Parameter sind freilich dennoch konsistent, und wegen der grossen Zahl der Beobachtungen sollte dies auch keine allzu grossen Auswirkungen auf die Teststatistiken haben.

Entgegen den früheren Ergebnissen in KIRCHGÄSSNER und WOLTERS (1993) sowie in JAENICKE und NECK (2001), die sich freilich immer nur auf Teilperioden bezogen, und entgegen den Ergebnissen der Granger-Kausalitätstests, scheinen die amerikanischen von den beiden europäischen Zinssätzen völlig unabhängig zu sein. Die in *Tabelle 2* aufgezeigte hoch signifikante Kausalbeziehung von den europäischen zu den amerikanischen Zinsen scheint ein statistisches Artefakt zu sein.¹²

Die in diesem System geschätzte langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den europäischen und den schweizerischen Zinssätzen entspricht im Wesentlichen den Schätzungen im Rahmen der Kointegrationstests. Restringsiert man in System (3) den Koeffizienten des europäischen Zinssatzes auf «Eins», ergibt sich folgende langfristige Beziehung:

$$(4) \quad SER = 1.094 + EER. \\
(4.25)$$

Auch hier kann die relative ungedeckte Zinsparität nicht verworfen werden, und es ergibt sich wiederum ein Zinsbonus von etwas mehr als einem Prozentpunkt. Interessant ist an der Schätzung von System (3) vor allem, dass die langfristige Beziehung auf beide Gleichungen einen signifikanten Einfluss hat; die langfristige DM-Dominanz, die in KIRCHGÄSSNER und WOLTERS (1993) für die achtziger Jahre festgestellt worden war,

12 Dafür spricht auch die geschätzte Testgleichung. Der hohe Wert der Teststatistik wird vor allem durch einen hoch signifikanten Koeffizienten des um drei Perioden verzögerten europäischen Zinssatzes erzeugt. Da dessen Vorzeichen jedoch negativ ist, ergibt sich hierfür keine ökonomisch sinnvolle Interpretation.

lässt sich für den gesamten Zeitraum nicht feststellen. Sie dürfte daher vermutlich heute nicht mehr existieren. Die geschätzten Koeffizienten deuten sogar an, dass die Reaktion der europäischen Zinsen auf eine Abweichung vom Gleichgewicht etwas stärker ausfällt als jene der schweizerischen Zinsen. Freilich ist die Differenz der beiden Koeffizienten in keiner Weise signifikant. Dennoch könnte dieses Ergebnis darauf hindeuten, dass wegen des Wegfalls mehrerer europäischer Währungen die Bedeutung der schweizerischen Währung im internationalen Währungsgefüge zugenommen hat.

Um Stabilitätstests durchzuführen, müssen die Gleichungen für die deutschen und die schweizerischen Zinsen einzeln geschätzt werden. Dabei wurden all jene Koeffizienten weggelassen, die in System (3) nicht mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant von Null verschieden waren. Ausserdem wurde die Gültigkeit der ungedeckten Zinssatzparität unterstellt. Dies führte zu folgenden Ergebnissen:

$$(5a) \Delta SER_t = 0.093 \Delta SER_{t-1} + 0.672 \Delta EER_t + 0.178 \Delta UER_t - 0.085 \Delta UER_{t-1}$$

(1.62) (8.00) (3.71) (1.82)

$$- 0.073 (SER_{t-1} + 1.213 - EER_{t-1}) + \hat{u}_{1,t},$$

(3.12) (3.65)

$$\bar{R}^2 = 0.284, \quad SER = 0.391, \quad \hat{Q}(3) = 2.216.$$

$$(5b) \Delta EER_t = 0.215 \Delta EER_{t-1} + 0.096 \Delta SER_{t-1} + 0.134 \Delta UER_t - 0.090 \Delta UER_{t-1}$$

(3.33) (2.14) (3.94) (2.70)

$$+ 0.043 (SER_{t-1} + 0.899 - EER_{t-1}) + \hat{u}_{2,t},$$

(2.57) (2.07)

$$\bar{R}^2 = 0.157, \quad SER = 0.283, \quad \hat{Q}(3) = 5.163.$$

Die Schätzungen unterscheiden sich nur geringfügig von den oben aufgeführten Systemschätzungen. Wiederum gilt, dass Abweichungen vom Gleichgewicht zwischen den schweizerischen und den europäischen Zinsen auf beide Zinssätze zurückwirken, wobei gemäss dieser Schätzung jedoch (im Gegensatz zu oben) die Reaktion der schweizerischen stärker als jene der europäischen Zinsen ist. Allerdings sind auch hier die geschätzten Koeffizienten nicht signifikant voneinander verschieden. Für

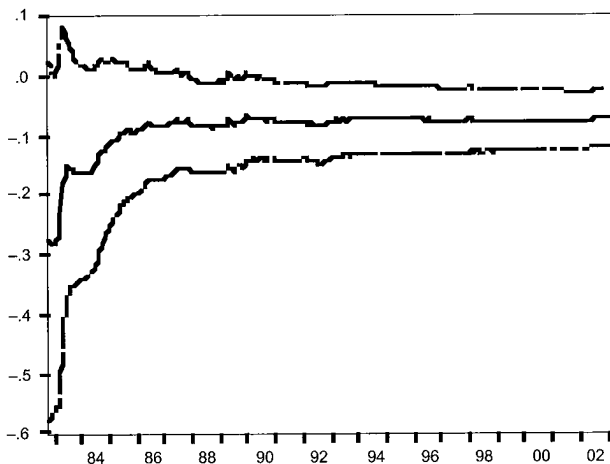
die Schweiz ergibt sich wiederum ein Zinsbonus von etwa einem Prozentpunkt: Er beträgt gemäss der Gleichung für die schweizerischen Zinsen 1.213 Prozentpunkte und gemäss der Gleichung für die europäischen Zinsen 0.899 Prozentpunkte. Die beiden Schätzungen sind auf dem 5% bzw. sogar auf dem 0.001%-Niveau signifikant von Null verschieden, unterscheiden sich aber voneinander nicht signifikant: Der entsprechende Wald-Test ergibt eine Testgrösse von $\hat{\chi}^2(1) = 0.330$ mit $p = 0.565$, womit die Nullhypothese auf keinem konventionellen Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Führt man für diese Gleichungen Chow-Tests auf Strukturbruch durch, erhält man für die drei oben aufgeführten «relevanten» Termine folgende Ergebnisse:

- Dezember 1992: $\hat{F}(\text{SER}) = 0.474$ ($p = 0.827$), $\hat{F}(\text{EER}) = 0.805$ ($p = 0.567$),
- Januar 1999: $\hat{F}(\text{SER}) = 0.098$ ($p = 0.997$), $\hat{F}(\text{EER}) = 0.836$ ($p = 0.543$),
- September 2001: $\hat{F}(\text{SER}) = 0.420$ ($p = 0.865$), $\hat{F}(\text{EER}) = 0.520$ ($p = 0.793$).

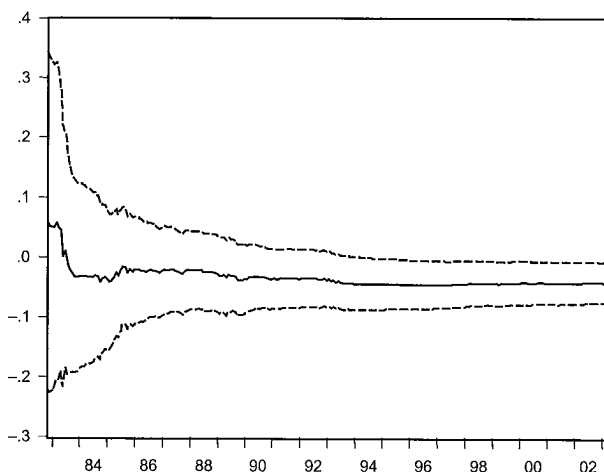
Die Nullhypothese, dass kein Strukturbruch stattgefunden hat, kann damit für keinen der drei untersuchten Termine auf irgendeinem konventionellen Signifikanzniveau verworfen werden.

Abbildung 2 Rekursive Schätzungen des Anpassungsparameters in der Gleichung für den schweizerischen Zinssatz (± 2 Standardabweichungen)



Wie stabil diese beiden Beziehungen über die Zeit sind, kann auch an rekursiven Schätzungen der Koeffizienten deutlich gemacht werden. Für beide Gleichungen gilt, dass sich die geschätzten Parameter dann, wenn der Schätzzeitraum über den Beginn der neunziger Jahre hinausgeht, kaum mehr verändern, während die Vertrauensbereiche kontinuierlich kleiner werden. Die *Abbildungen 2* und *3* zeigen dies für die Anpassungsparameter, welche die Reaktion der Zinsveränderungen auf Abweichungen vom Gleichgewicht zeigen.

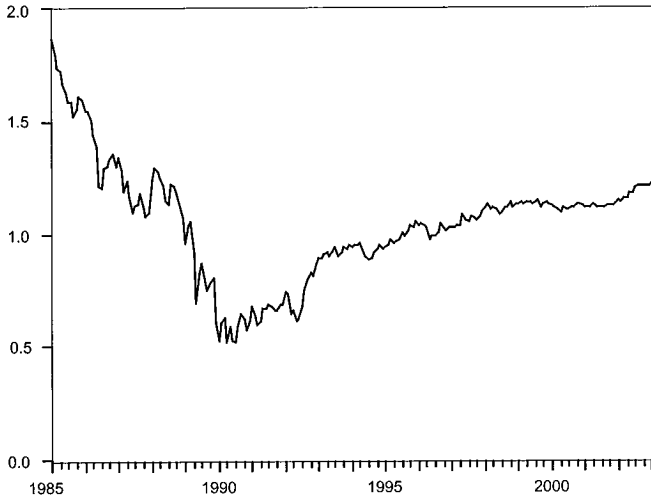
Abbildung 3 Rekursive Schätzungen des Anpassungsparameters in der Gleichung für den europäischen Zinssatz (± 2 Standardabweichungen)



Interessant ist auch, wie sich die Schätzungen für den Zinsbonus verändern, wenn der Stichprobenumfang sukzessive erweitert wird. Die Schätzungen, die sich für diesen Bonus ergeben, wenn man in der Gleichung für die schweizerischen Zinsen beginnend mit dem Zeitraum 1981 bis 1985 jeweils eine Beobachtung hinzufügt, sind in *Abbildung 4* dargestellt.¹³

13 Da es sich hier um nichtlineare Schätzungen handelt, können keine Vertrauensbereiche angegeben werden.

Abbildung 4 Rekursive Schätzungen des gleichgewichtigen Zinsbonus der Schweiz gegenüber Deutschland bzw. dem Euro-Währungsgebiet



Soweit man bei dem geringen hier verwendeten Stichprobenumfang überhaupt zuverlässige Aussagen machen kann, zeigt sich, dass der langfristig gleichgewichtige Zinsbonus im Laufe der achtziger Jahre abgenommen hat. Wie in KIRCHGÄSSNER (1993) dargelegt wurde, war der aktuelle Bonus bezüglich dieser Zinsen zu Beginn der neunziger Jahre weitgehend verschwunden; ein statistisch signifikanter Unterschied konnte nicht mehr festgestellt werden, und die schweizerischen Zinsen lagen kurzfristig sogar über den deutschen Zinsen. Im Laufe der neunziger Jahre hat sich die Situation jedoch wieder verändert. Der deutsche lag wieder konstant über dem schweizerischen Zinssatz, was einen Anstieg der Schätzungen des langfristig gleichgewichtigen Zinsbonus und ein Einpendeln bei etwa einem Prozentpunkt ergibt. Weder die Einführung des Euro noch die Ereignisse des 11. September 2001 haben daran etwas geändert.

Eine weitere Möglichkeit zu untersuchen, ob sich der Zinsbonus im Zeitablauf verändert hat, besteht darin, die beiden Gleichungen von System (5) simultan zu schätzen und dabei durch eine Restriktion zu erzwingen, dass die Parameter, die in den beiden Gleichungen den Zinsbonus beschreiben, identisch sind, aber gleichzeitig zuzulassen, dass dieser Zinsbonus in Teilperioden unterschiedliche Werte annehmen kann. Entspre-

chende Werte für den Zinsbonus sowie für die Differenz zwischen den beiden Teilperioden sind in *Tabelle 3* dargestellt, wobei wir wiederum die drei oben angegebenen Ereignisse als Daten für einen möglichen Strukturbruch betrachtet haben.

Tabelle 3 Geschätzte Höhe des Zinsbonus für Teilperioden

Zeitpunkt des vermuteten Strukturbruchs	Zinsbonus vor dem Strukturbruch	Zinsbonus nach dem Strukturbruch	Differenz
Dezember 1992	0.393 (0.53)	1.205 (2.12)	0.811 (1.67)
Januar 1999	0.987 (1.35)	1.526 (2.21)	0.541 (0.80)
September 2001	1.070 (1.62)	1.941 (1.94)	0.870 (0.87)

Anmerkung: Die Zahlen in Klammern sind die Absolutbeträge der geschätzten t-Statistiken.

Die Werte für die Zeit vor dem Strukturbruch sind in allen drei Fällen auch auf dem 10%-Niveau nicht signifikant von Null verschieden. Dagegen sind die Werte für die Zeit danach immer auf dem 10%- und in zwei Fällen auf dem 5%-Niveau signifikant. Die Differenz schliesslich ist nur im ersten Fall und dort nur auf dem 10%-Niveau signifikant. Damit kann die Hypothese der Strukturkonstanz zumindest auf dem 5%-Niveau auch hier nicht verworfen werden. Andererseits ist dies zusätzliche Evidenz dafür, dass, wie auch schon *Abbildung 4* zeigt, der Zinsbonus nach 1992 (wieder) grösser geworden ist. Nichts deutet darauf hin, dass er in absehbarer Zeit verschwinden könnte.

Wenn mit diesen Ergebnissen eine hohe Strukturkonstanz über die letzten 20 Jahre festgestellt werden kann, so gilt dies freilich zunächst nur bezüglich des Verhältnisses zwischen dem schweizerischen und dem deutschen bzw. dem Euro-Zinssatz. Bezüglich des Verhältnisses zwischen europäischen und amerikanischen Zinsen scheint sich zwar in der kurzfristigen Reaktion wenig geändert zu haben, wie sich auch hier aus den – hier nicht wiedergegebenen – rekursiven Schätzungen der Parameter ablesen lässt. Während in den achtziger Jahren aber dort auch eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung bestand, wie in KIRCHGÄSSNER und WOLTERS (1993) dargestellt wurde, existiert eine solche Beziehung heute nicht mehr. Dies könnte auch mit dem starken Rückgang der amerikanischen Zinsen in den letzten beiden Jahren zusammenhängen, der in Europa keine Entsprechung hatte. Dies soll im Folgenden näher untersucht werden.

3 Untersuchungen mit Tagesdaten

In diesem Abschnitt soll die Entwicklung seit der Einführung des Euro anhand der Tagesdaten näher untersucht werden. Hier ist die Zahl der verfügbaren Beobachtungen recht hoch, was der Anwendung von Verfahren mit asymptotisch gültigen Aussagen entgegenkommt. Andererseits ist, wie in der Einleitung bereits ausgeführt wurde, der Zeitraum von etwas mehr als vier Jahren zu kurz, um einigermaßen verlässliche Aussagen über langfristige Zusammenhänge machen zu können. Dies gilt auch dann, wenn sich bei der Kointegrationsanalyse ergeben sollte, dass die Nullhypothese, dass keine Kointegrationsbeziehungen bestehen, verworfen werden muss.

Generell werden die Tagesdaten der Zinsreihen für die Arbeitstage erhoben, d.h. es existieren Unterbrechungen an den Wochenenden und an Feiertagen. Wir betrachten jedoch die Abfolge der Arbeitstage als kontinuierliche Zeitreihe; Wochenenden und Festtage werden nicht als Unterbrechungen betrachtet. Damit ist z.B. die um eine Periode verzögerte Beobachtung vom Montag der Wert vom Freitag.¹⁴

Wie auch die obige Untersuchung wieder gezeigt hat, liegt das Schwergewicht der Beziehungen zwischen Zinssätzen verschiedener Länder bei der gleichzeitigen Kausalität. Dies erfordert bei der Schätzung von Modellen zusätzliche Annahmen über die Kausalrichtung, da sich diese aus den Daten nicht ergibt. Der Übergang von Monats- zu Tagesdaten verringert die Bedeutung der gleichzeitigen Kausalbeziehungen und sollte damit die Bedeutung der einfachen Kausalbeziehungen stärken. Dies gilt freilich nur dann, wenn es Reaktionen auf Zinsänderungen gibt, die nicht mehr am gleichen Tag vollzogen werden.

Die Einführung des Euros als einer neuen Währung am 1. Januar 1999 stellt im Prinzip einen Strukturbruch dar. Ob dieser statistische Bedeutung hat, hängt u.a. davon ab, in welchem Umfang die Reputation, welche sich die DM erworben hatte, auf den Euro übertragen wurde. Auch wenn sich bei den Monatsdaten keine statistische Evidenz für einen Strukturbruch ergeben hat, betrachten wir das Jahr 1999 als «Übergangsjahr» und beginnen unsere Analyse mit dem 5. Januar 2000.¹⁵ Bis einschliesslich 14.

14 Würde man Wochenenden und Festtage als Unterbrechungen betrachten, stünden spätestens bei der Berücksichtigung von 5 Lags keine Beobachtungen mehr zur Verfügung.

15 Dies macht auch deshalb Sinn, weil nach einem (vermuteten) Strukturbruch nicht klar ist, wieweit der neue Startpunkt einer Zeitreihe vom Gleichgewicht entfernt ist. Die Annahmen aber, die man über diesen Startpunkt macht, können erhebliche Auswirkungen auf die Ergebnisse der Stationaritätstests haben. Siehe hierzu MÜLLER (2002) sowie MÜLLER und ELLIOT (2003).

März 2003 stehen uns damit immer noch 800 Beobachtungen zur Verfügung.

Abbildung 5 Entwicklung der schweizerischen, europäischen und amerikanischen Euromarktsätze, Tagesdaten, 6. Januar 1999–14. März 2003

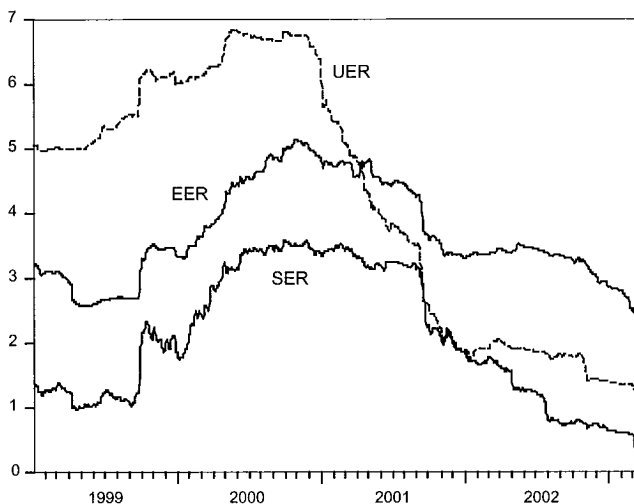


Abbildung 5 zeigt den Verlauf der schweizerischen, europäischen und amerikanischen 3-Monatssätze. Hierbei springen zwei Dinge sofort ins Auge. Zum einen ist der amerikanische Zinssatz im Jahr 2001 massiv gefallen, wobei dies lange vor dem 11. September begann. Zweitens gibt es zwei Daten, an denen alle drei Zinssätze massive Änderungen in der gleichen Richtung aufweisen. Dies ist zum einen – und nicht überraschend – der 11. September 2001, als alle drei Zinssätze massiv zurückgingen. Ein gleichgerichteter Anstieg, der bei den schweizerischen Zinsen absolut wie relativ gesehen am grössten war, erfolgte am 29. September 1999, und zwar ohne dass ein besonderes wirtschaftliches Ereignis stattfand. Der Grund liegt darin, dass die an diesem Tag gekauften Papiere die ersten Papiere (mit dieser Maturität) waren, die erst im neuen Jahrtausend fällig wurden. Der Zinsanstieg reflektiert somit die zusätzliche Risikoprämie für die Jahrtausendwende.¹⁶

¹⁶ Dies zeigt sich auch darin, dass sich im Gegensatz zu den 3-Monatssätzen die 1-Monats- und 6-Monatssätze der in London gehandelten Papiere in Schweizer Franken an diesem Tag (gegenüber dem Vortag) kaum veränderten.

Zunächst wurden wieder Stationaritätstests durchgeführt. Die Ergebnisse sind eindeutig: Für die Niveaus kann die Nullhypothese der Nichtstationarität in keinem Fall auf einem der konventionellen Signifikanzniveaus verworfen werden; mit der Ausnahme eines Falles hat der geschätzte Koeffizient sogar immer das «falsche» Vorzeichen. Dagegen kann die Nullhypothese für die ersten Differenzen immer und sogar mindestens auf dem 0.001 %-Niveau verworfen werden. Wir gehen daher im Folgenden davon aus, dass alle betrachteten Zinssätze als nicht-stationär angesehen werden können.

Tabelle 4 Ergebnisse der Stationaritätstests, 6. Jan. 2000–14. März 2003

Verfahren	Augmented Dickey-Fuller Test		Phillips-Perron Test	
	Niveau	1. Differenz	Niveau	1. Differenz
SER	0.872	-24.728***	0.788	-24.942***
EER	0.323	-16.027***	0.284	-24.214***
UER	0.104	-8.140***	-0.051	-21.892***

Anmerkungen: 800 Beobachtungen, die Zahl der Lags wurde mit Hilfe des Hannan-Quinn Kriteriums bestimmt, '***' zeigt an, dass die Nullhypothese der Nichtstationarität auf dem 0.1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Aus den oben aufgeführten Gründen macht es mit diesen Daten wenig Sinn, nach langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zu suchen. Zwar deutet der Johansen-Test auf die Existenz zweier Kointegrationsvektoren hin, aber die geschätzten Koeffizienten sind so weit von jeder ökonomisch sinnvollen Größenordnung entfernt, dass man hier ein statistisches Artefakt vermuten muss. Darüber hinaus erlauben bivariate Kointegrationstests mit Hilfe des Engle-Granger-Verfahrens in keinem Fall auch nur auf dem 20%-Niveau die Nullhypothese abzulehnen, dass die Residuen der statischen Gleichungen eine Einheitswurzel haben. Die folgenden Untersuchungen werden wir daher mit Hilfe der ersten Differenzen dieser Variablen durchführen. Dies bedeutet jedoch auch, dass mit diesen Daten keine Schätzung über die Höhe des Zinsbonus (bzw. über dessen statistische Signifikanz) erfolgen kann.

Als nächstes interessieren wieder die möglichen kausalen Beziehungen. Schätzt man mit unseren drei Variablen einen Vektor-Autoregressiven-Prozess in den ersten Differenzen, so ergeben sowohl das Akaike- wie auch das Schwarz-Kriterium (und damit auch das Hannan-Quinn-Kriterium) eine optimale Lag-Länge von 1. In den einzelnen Gleichungen liegt

nach dem Akaike-Kriterium die optimale Lag-Länge dagegen bei 2 bzw. 3. Da zudem das Akaike-Kriterium für das Gesamtsystem bei einer maximalen Verzögerung von 3 Perioden fast an den optimalen Wert heranreicht, werden wir bei den Kausalitätstests 3 Verzögerungen verwenden. Angesichts der grossen Zahl der Beobachtungen dürfte der damit möglicherweise verbundene Effizienzverlust verkräftbar sein.

Die Ergebnisse der Kausalitätstests sind in *Tabelle 5* aufgeführt. Zunächst fallen die extrem hohen Werte der gleichzeitigen Beziehungen auf. Daneben gibt es noch eine einfache Beziehung von den europäischen zu den schweizerischen Zinsen sowie, etwas überraschend, aber hoch signifikant, eine Beziehung von den europäischen zu den amerikanischen Zinsen. Beide Beziehungen erscheinen jedoch dann nicht mehr als signifikant, wenn man – entsprechend des Schwarz-Kriteriums – nur einen verzögerten Wert berücksichtigt. Von den amerikanischen zu den europäischen bzw. den schweizerischen Zinssätzen scheint dagegen überhaupt keine einfache Kausalbeziehung zu bestehen, und zwar unabhängig von der Zahl der verwendeten verzögerten Variablen.

Tabelle 5 Ergebnisse der Kausalitätstests, 6. Jan. 2000–14. März 2003

Y	X	$\hat{F}(X \rightarrow Y)$	$\hat{F}(X \rightarrow Y)$	$\hat{F}(X \rightarrow Y)$
SER	EER	3.268*	1.525	95.318***
SER	UER	1.491	1.761	44.611***
EER	UER	1.324	5.362***	173.570***

Anmerkungen: 800 Beobachtungen, 3 Lags, ‘(*)’, ‘*’, ‘***’ bzw. ‘****’ zeigt an, dass die Nullhypothese, dass keine Kausalbeziehung existiert, auf dem 10, 5, 1 bzw. 0.1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Versucht man nun wie oben, kleine Modelle zu schätzen, und untersucht man sie darauf, ob der 11. September 2001 einen Strukturbruch markiert, dann kann die Nullhypothese, dass kein Strukturbruch existiert – bei der Annahme eines Vektor-Autoregressiven-Prozesses 1. Ordnung und der gleichen Kausalrichtung wie oben, d.h. $UER \rightarrow EER \rightarrow SER$ – sowohl für die Gleichung der europäischen wie auch für jene der schweizerischen Zinsen jeweils mindestens auf dem 0.1%-Signifikanzniveau verworfen werden. Man muss daher davon ausgehen, dass ein Strukturbruch stattgefunden hat, auch wenn dies nicht notwendigerweise exakt am 11. September 2001 gewesen sein muss. Daher sollen im Folgenden die Systeme für die Zeit vor und nach diesem Termin getrennt geschätzt und miteinander verglichen werden.

Schätzen wir das System der zwei Gleichungen für die Eurozone und die Schweiz für die Zeit bis zum 11. September (422 Beobachtungen), so erhalten wir mit dem Zellner-Aitken-Verfahren:

$$(6a) \quad \Delta \text{SER}_t = 0.003 + 0.096 \Delta \text{SER}_{t-1} + 0.433 \Delta \text{EER}_t - 0.156 \Delta \text{EER}_{t-1} \\ (1.45) \quad (1.99) \quad (6.08) \quad (2.11) \\ + 0.084 \Delta \text{UER}_t - 0.038 \Delta \text{UER}_{t-1} + \hat{u}_{1,t}, \\ (1.66) \quad (0.75)$$

$$\bar{R}^2 = 0.116, \quad \text{SER} = 0.036, \quad \hat{Q}(4) = 7.576.$$

$$(6b) \quad \Delta \text{EER}_t = 0.003 + 0.229 \Delta \text{EER}_{t-1} - 0.029 \Delta \text{SER}_{t-1} + 0.287 \Delta \text{UER}_t \\ (2.50) \quad (4.65) \quad (3.97) \quad (9.03) \\ - 0.079 \Delta \text{UER}_{t-1} + \hat{u}_{2,t}, \\ (2.26)$$

$$\bar{R}^2 = 0.197, \quad \text{SER} = 0.024, \quad \hat{Q}(4) = 1.716.$$

Für die Zeit nach dem 11. September (378 Beobachtungen) erhalten wir dagegen:

$$(7a) \quad \Delta \text{SER}_t = -0.004 + 0.123 \Delta \text{SER}_{t-1} + 0.274 \Delta \text{EER}_t - 0.038 \Delta \text{EER}_{t-1} \\ (2.19) \quad (2.41) \quad (3.64) \quad (0.49) \\ + 0.234 \Delta \text{UER}_t + 0.086 \Delta \text{UER}_{t-1} + \hat{u}_{1,t}, \\ (3.37) \quad (1.26)$$

$$\bar{R}^2 = 0.149, \quad \text{SER} = 0.030, \quad \hat{Q}(4) = 3.784.$$

$$(7b) \quad \Delta \text{EER}_t = -0.002 + 0.032 \Delta \text{EER}_{t-1} - 0.059 \Delta \text{SER}_{t-1} + 0.477 \Delta \text{UER}_t \\ (2.18) \quad (0.62) \quad (1.69) \quad (11.70) \\ - 0.056 \Delta \text{UER}_{t-1} + \hat{u}_{2,t}, \\ (1.20)$$

$$\bar{R}^2 = 0.271, \quad \text{SER} = 0.021, \quad \hat{Q}(4) = 4.930.$$

Der wesentliche Unterschied zwischen den beiden Schätzungen besteht darin, dass der Einfluss der amerikanischen Zinsen auf die Zinsen in Europa in der zweiten Periode deutlich stärker ist als in der ersten; dies zeigt sich sowohl in der Signifikanz der geschätzten Parameter als auch in ihrer Höhe. Dabei ist zu beachten, dass die verzögerten Werte der anderen Variablen insbesondere in der zweiten Periode kaum mehr Einfluss haben; die Anpassung zwischen den verschiedenen Zinssätzen scheint fast vollständig noch innerhalb des gleichen Tages zu erfolgen. Dies zeigt sich auch darin, dass, obwohl nur eine Verzögerung berücksichtigt wurde, die geschätzten Residuen keine signifikante Autokorrelation aufweisen.¹⁷

Mit Hilfe einer Varianzzerlegung kann dies noch verdeutlicht werden. In den *Tabellen 6* und *7* wird für die beiden Zeiträume aufgezeigt, wie die Varianzen der Veränderungen der drei Variablen durch die Innovationen dieser Variablen erzeugt werden, wobei wir die gleiche kausale Ordnung wie in den Systemen (6) und (7) unterstellt haben. Auch hier zeigt sich, dass der gleichzeitige Effekt die Entwicklung dominiert. Dies gilt für beide Perioden. Spätestens nach 5 Tagen (bzw. einer Woche) unterscheiden sich die Varianzaufteilungen kaum mehr von der langfristigen Situation.

Tabelle 6 Varianzzerlegung (1), 6. Januar 2000–11. September 2001

Erklärte Varianz von	Periode	Anteil der durch die Innovationen von		
		ΔSER	ΔEER	ΔUER
		erklärten Varianz (in Prozent)		
ΔSER	1	87.892	7.794	4.313
	5	87.839	7.776	4.386
	∞	87.839	7.776	4.385
ΔEER	1	0.000	84.380	15.619
	5	0.642	83.002	16.355
	∞	0.657	82.985	16.358
ΔUER	1	0.000	0.000	100.000
	5	0.991	1.135	97.874
	∞	1.007	1.184	97.809

Anmerkung: 422 Beobachtungen, 3 Lags.

17 Zur Berechnung der Teststatistiken wurden insgesamt fünf Verzögerungen berücksichtigt, was einer Woche entspricht. Die Ergebnisse ändern sich qualitativ nicht, wenn man weniger Verzögerungen berücksichtigt.

Tabelle 7 Varianzzerlegung (2), 12. September 2001 – 14. März 2003

Erklärte Varianz von	Periode	Anteil der durch die Innovationen von		
		Δ SER	Δ EER	Δ UER
erklärten Varianz (In Prozent)				
Δ SER	1	86.069	2.756	11.174
	5	79.157	4.596	16.246
	∞	78.535	4.883	16.582
Δ EER	1	0.000	74.511	25.489
	5	0.335	73.775	25.890
	∞	0.346	73.747	25.907
Δ UER	1	0.000	0.000	100.000
	5	0.714	5.532	93.754
	∞	0.765	5.578	93.657

Anmerkung: 378 Beobachtungen, 3 Lags.

Selbstverständlich gilt hier wie praktisch überall, dass der grösste Teil der Varianz einer Variablen durch ihre eigenen Innovationen erzeugt wird. Interessant ist aber das Ergebnis für die amerikanischen Zinsen. Diese scheinen in beiden Perioden weitgehend unabhängig von den europäischen Zinsen zu sein. Andererseits haben sie erheblichen Einfluss auf die Zinsen in Europa, wobei dieser Einfluss auf die Zinsen im Euro-Währungsgebiet stärker ist als auf die schweizerischen Zinsen. Vor allem aber ist der Einfluss in der Zeit nach dem 11. September erheblich stärker als in der Zeit davor; sie erklären ein Sechstel der Varianz der Veränderungen der schweizerischen und sogar ein Viertel der Varianz der Veränderungen der deutschen Zinsen. Daran ändert sich auch nichts, wenn man die kausale Reihenfolge umdreht und mit $UER \rightarrow SER \rightarrow EER$ unterstellt, dass am gleichen Tag die schweizerischen auf die europäischen Zinsen Einfluss nehmen und nicht umgekehrt. Der Anteil der Varianz dieser beiden Zinssätze, der durch die Veränderungen der amerikanischen Zinssätze erklärt wird, bleibt davon unbeeinflusst.

4 Abschliessende Bemerkungen

Ziel der Arbeit war es, anhand der 3-Monats-Euromarktsätze zu untersuchen, ob sich durch die Ereignisse der letzten Jahre eine signifikante Veränderung in der Abhängigkeit der schweizerischen von den ausländischen Zinsen ergeben hat und ob der Zinsbonus (bei den nominalen Zinsen) weiterhin existiert. Dies wurde zum einen mit Hilfe von Monatsdaten seit dem Jahr 1981 und zweitens anhand von Tagesdaten seit dem Jahr 2000 untersucht. Die Ergebnisse der beiden Teiluntersuchungen

scheinen sich zumindest auf den ersten Blick zu widersprechen. Mit den Monatsdaten finden wir keinen (signifikanten) Strukturbruch, weder für die Ablehnung des Europäischen Wirtschaftsraums, noch für die Einführung des Euro, noch für die Ereignisse am bzw. um den 11. September 2001. Der Zinsbonus gegenüber der DM, der zu Beginn der achtziger Jahre vorhanden war und Ende der achtziger Jahre (vorübergehend) nicht mehr existierte, trat in den neunziger Jahren wieder auf und hat sich dann auf einen Zinsbonus gegenüber dem Euro übertragen. Es spricht nichts dafür, dass er in absehbarer Zeit verschwinden würde. Eine mögliche Erklärung für die hier zu beobachtende Entwicklung wäre, dass sich die (kurzfristigen) schweizerischen Zinsen unter der Erwartung eines EWR-Beitritts der Schweiz den deutschen angenähert haben, aber dann, als dieser verworfen wurde, der alte Abstand wieder hergestellt wurde.

Die Untersuchungen mit Hilfe der Tagesdaten stützen dagegen die Vermutung, dass es im Zusammenhang mit dem 11. September 2001 (oder zumindest in zeitlicher Nähe zu diesem) einen Strukturbruch gegeben hat. Die amerikanischen Zinsen haben in der Zeit danach einen deutlich stärkeren Einfluss auf die europäischen Zinsen als davor. Zudem ist interessant festzustellen, dass sich auch in diesem Bereich der Finanzmärkte die Anpassung heute sehr schnell vollzieht, d.h. die wesentlichen Reaktionen erfolgen innerhalb eines Tages. Dies erlaubt es leider selbst bei Verwendung von Tagesdaten nicht, aus den Daten Schlüsse über die Richtung der gleichzeitigen Granger-kausalen Beziehungen zu ziehen; man benötigt hier nach wie vor zusätzliche Information bzw. zusätzliche identifizierende Annahmen.

Die mit Hilfe der beiden Datensätze erzielten Ergebnisse müssen sich freilich nicht widersprechen. Bei den Monatsdaten wurde versucht, langfristige Trends aufzuzeigen. In diesen Trends ist für die drei untersuchten Daten kein Strukturbruch zu erkennen. Dies könnte daran liegen, dass die Zeit seit dem 11. September 2001 zu kurz ist, um mit Monatsdaten bereits statistisch abgesicherte Aussagen machen zu können. Andererseits muss man sehen, dass, wie oben begründet wurde, mit Hilfe der verwendeten Tagesdaten keine sinnvollen Aussagen über langfristige Trends gemacht werden können; die gut vier Jahre seit der Einführung des Euro sind dafür zu kurz. Und die stärkere kurzfristige Dominanz der amerikanischen Zinsen in der letzten Zeit muss der Existenz eines langfristigen gemeinsamen Trends insbesondere zwischen den schweizerischen Zinsen und den Zinsen im Euro-Währungsgebiet nicht widersprechen. Zudem haben wir auch bei den Monatsdaten keinen langfristigen Zusammen-

hang im Sinne einer stabilen, durch die amerikanischen Zinsen dominierten Gleichgewichtsbeziehung zwischen diesen und den Zinsen in Europa gefunden. Was schliesslich den Zinsbonus betrifft, so ergeben sich aus den Untersuchungen mit den Tagesdaten keine Hinweise, die darauf hindeuten würden, dass er in Zukunft wieder geringer bzw. vollständig verschwinden würde. Gestützt auf die Ergebnisse mit den Monatsdaten wird man deshalb auch in den kommenden Jahren mit ihm rechnen können.

Literatur

- CAPITELLI, RENÉ und ANDREAS SCHLEGEL (1991), Ist die Schweiz eine Zinsinsel? Eine multivariate Untersuchung über den langfristigen internationalen Realzinsausgleich, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 127 (3), S. 647–664.
- DIEBOLD, FRANCIS X. (1988), *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, Berlin: Springer.
- ENGLE, ROBERT F. und CLIVE W.J. GRANGER (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55 (2), S. 251–276.
- HANIOTIS, T., B. JEITZINER, B. PARNISARI, J. SCHUMACHER, W. WEBER (2001), *La Suisse, un îlot de taux d'intérêt? Analyse et perspectives*, Eidgenössische Finanzverwaltung, Dokument Nr. ÖT/2000/5, Bern, Internet: <http://www.efv.admin.ch/d/wirtsch/studien/pdf/zinsinse.pdf> (Seitenaufruf vom 1. Mai 2003).
- JAENICKE, JOHANNES und REINHARD NECK (2001), Wechselkursregime und Finanzmarktintegration: Eine empirische Analyse für Österreich und die Schweiz, *Aussenwirtschaft* 56 (4), S. 479–515.
- KIRCHGÄSSNER, GEBHARD (1993), Ist die Schweiz (noch) eine Zinsinsel?, *Aussenwirtschaft* 47 (4), S. 447–465.
- KIRCHGÄSSNER, GEBHARD und JÜRGEN WOLTERS (1987), U.S. – European Interest Rate Linkage: A Time Series Analysis for West Germany, Switzerland, and the United States, *The Review of Economics and Statistics* 69 (4), S. 675–684.
- KIRCHGÄSSNER, GEBHARD und JÜRGEN WOLTERS (1991), Die Abhängigkeit der schweizerischen von der europäischen und amerikanischen Zinsentwicklung, Empirische Ergebnisse für die achtziger Jahre, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 127 (3), S. 631–646.
- KIRCHGÄSSNER, GEBHARD und JÜRGEN WOLTERS (1993), Does the DM Dominate the Euro Market? An Empirical Investigation, *The Review of Economics and Statistics* 75 (4), S. 773–778.
- KIRCHGÄSSNER, GEBHARD und JÜRGEN WOLTERS (1995), Interest Rate Linkages in Europe Before and After the Introduction of the European Monetary System, *Empirical Economics* 20 (3), S. 435–454.
- KUGLER, PETER und BEATRICE WEDER (2002), The Puzzle of the Swiss Interest Rate Island: Stylized Facts and a New Interpretation, *Aussenwirtschaft* 57 (1), S. 49–63.
- MÜLLER, ULRICH K. (2002), *Tests for Unit Roots and the Initial Observation*, Universität St. Gallen, Dissertation Nr. 2636, St. Gallen.

MÜLLER, ULRICH K. und GRAHAM ELLIOTT (2003), Tests for Unit Roots and the Initial Observation, erscheint in: *Econometrica* 71.

RICH, GEORG (1998), *Euro, schweizerische Geldpolitik und Zinssätze*, Referat an der Tagung «Euro und Kapitalmärkte», 12. Mai 1998, Internet: http://www.snb.ch/d/download/publikationen/ref_ri_980512.pdf (Seitenaufruf vom 1. Mai 2003).

TODA, HIRO Y. und TAKU YAMAMOTO (1995), Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possible Integrated Processes, *Journal of Econometrics* 66 (1/2), S. 225–250.