

Discussion Paper

Discussion Paper No. 96-05

Währungsunion und deutsche Kapitalmarktzinsen

Friedrich Heinemann

6

W 636 (96.05)



ZEW

Zentrum für Europäische
Wirtschaftsforschung GmbH

International Finance Series

12. JULI 1996 Weltwirtschaft
Kiel

W 636 (96.05) mit 85 sig ja

Discussion Paper No. 96-05

**Währungsunion und deutsche
Kapitalmarktzinsen**

Friedrich Heinemann

688022

Währungsunion und deutsche Kapitalmarktzinsen

von

Friedrich Heinemann

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

Juni 1995

Abstract

Since the negotiation of the Maastricht Treaty in December 1991 expectations on the new European currency could possibly influence European interest rates. The focus of this paper is both on the theoretical and empirical analysis of the link between European Monetary Union (EMU) and German interest rates. It is analysed how different views on the expected stability of the Euro should influence the German level of long-run interest rates, the German term structure and the French-German interest rate differential already before the start of EMU. After these theoretical considerations, the interest rate development between December 1991 and December 1995 is analysed by standard econometric methods. These results hint on the dominance of „Euro-optimism“ in market expectations in the sense that interest rates in the Euro era are not expected to be different from interest rates in the DM era.

Dank für hilfreiche Anregungen gebührt Olaf Korn und Michael Schröder sowie den Teilnehmern des ZEW-Workshops „Währungsunion und Kapitalmärkte“.

JEL-Classification: E 43, F 36

1 Einführung

Europas geld- und währungspolitisches Regime soll durch die in Maastricht vereinbarte Währungsunion eine neue Gestalt erhalten. Demgemäß ist die Aufmerksamkeit, die diesem Thema an den Finanzmärkten zukommt, außergewöhnlich groß. Die Währungsunion scheint die Öffentlichkeit, die Politik und die Kapitalmarktakteure gleichermaßen in zwei Lager zu teilen. Auf der einen Seite stehen die Optimisten, die mit der europäischen Währung durch den Fortfall von Wechselkurschwankungen eine Ära größerer externer und fortdauernder interner Währungsstabilität erwarten. Auf der anderen Seite stehen die Skeptiker, die nicht damit rechnen, daß der Euro an die Stabilitätstradition der DM anknüpfen kann.

In der Wissenschaft ist diese Fragestellung bislang fast ausschließlich institutionell analysiert worden. Es hat seit Unterzeichnung des Maastricht-Vertrags eine Fülle von Arbeiten darüber gegeben, inwieweit die vorgesehenen geld- und fiskalpolitischen Rahmenbedingungen geeignet sind, die Stabilität der Europäischen Währung zu gewährleisten.¹ Die Botschaft ist zwiespältig. Die Zentralbankverfassung der europäischen Notenbanken wird im Hinblick auf die Absicherung der Notenbankautonomie überwiegend positiv beurteilt. Ein Schönheitsfehler ist allenfalls die fehlende Zuständigkeit für die Wechselkurspolitik. Hinsichtlich des fiskalpolitischen Umfelds fehlt es vor allem an wirksamen Schuldengrenzen nach Aufnahme eines Landes in die Währungsunion.

Im Gegensatz zu den zahlreichen Beiträgen auf diesen Forschungsfeldern fehlen bislang empirische Studien, die Auskunft darüber geben, wie die Akteure an den Finanzmärkten die Qualität des Euros einschätzen. Für derartige Analysen gibt es inzwischen sehr wohl Ansatzpunkte. Immerhin sind die Rahmenbedingungen der Währungsunion seit Dezember 1991 bekannt. Seit dieser Zeit gehen die Erwartungen über die währungspolitische Zukunft Europas mit in die Preisbildung an den Finanzmärkten ein. Die Bewertung einer zehnjährigen DM-Anleihe zu Beginn des Jahres 1994 etwa sollte durchaus dadurch beeinflusst sein, welche Erwartungen hinsichtlich der Zinsentwicklung in der zweiten Laufzeithälfte der Anleihe - ab 1999 - realistisch sind. So wäre zu vermuten, daß sich ein ausgeprägter Stabilitätspessimismus für die europäische Währung tendenziell bereits in den Jahren zuvor in einem ansteigenden langfristigen DM-Zins niederschlägt.

Diese Grundidee soll in diesem Beitrag Anwendung finden. Für den deutschen Kapitalmarktzins wird der Frage nachgegangen, inwieweit die Entwicklung seit De-

¹ Vgl. etwa Bofinger/Collignon/Lipp (1993) für die Bewertung der geldpolitischen Institutionen und Heinemann (1995) für die der fiskalpolitischen Rahmenbedingungen.

zember 1991, als der Maastrichter Vertrag fixiert wurde, Aufschluß darüber gibt, wie die Qualität der europäischen Währung an den Kapitalmärkten eingeschätzt wird. Es soll versucht werden, aus der Markt-entwicklung zu schließen, ob die maßgeblichen Akteure eher eine pessimistische oder optimistische Einschätzung der Zins- und Inflationseffekte des Euros haben.

Diese Arbeit empfängt wertvolle Anregungen aus der Studie Beckmann/Bielmeier (1995). In diesem Papier werden Strukturmodelle für DM-Zinsen, -Zinsstruktur und internationale Spreads geschätzt. Aus einer Analyse der Residuen wird dort gefolgert, daß keine auffälligen Abweichungen von der Schätzgleichung zu beobachten sind, die als Währungsunionseffekt interpretierbar wären. So anregend der Ansatz, so angreifbar sind allerdings die Resultate. Standardverfahren der neueren Zeitreihenökonomie (Test auf Stationarität der Zeitreihen) finden keine Anwendung und die Residuen der Schätzgleichung sind ganz offensichtlich mit ausgeprägter Autokorrelation behaftet.

Bei der Suche nach Effekten der Währungsunion auf den Kapitalmarktzins besteht die Schwierigkeit vor allem darin, daß derartige Effekte nicht nur einfach von der zeitlichen Nähe zur Währungsunion abhängen, sondern auch von der jeweiligen Einschätzung, inwieweit ein planmäßiger Beginn überhaupt zu erwarten ist. In Zeiten einer größeren Zuversicht in den glatten Übergang sollten die Effekte klarer an den Tag treten als in Zeiten großer Skepsis. Um diesen Zusammenhang zu berücksichtigen, werden hier Variablen vorgeschlagen und in der zeitreihenökonomischen Analyse angewendet, die sich als Stimmungs-Indikatoren für die Aussichten eines planmäßigen Eintritts in die Währungsunion interpretieren lassen. Vor dem Einstieg in die Empirie sind aber einige Überlegungen auf der theoretischen Ebene notwendig.

2 Zinseffekte der Währungsunion

2.1 Drei Szenarien

Aus den heute erkennbaren Zinseffekten der Währungsunion sollte abzulesen sein, inwieweit an den Kapitalmärkten die Stabilitätsoptimisten oder die -pessimisten die Oberhand haben. Dabei soll von folgenden drei Szenarien ausgegangen werden:

„Pessimistisches Szenario“:

Im pessimistischen Szenario kommt es mit der Währungsunion - etwa aufgrund einer ungenügenden Rückendeckung der Geldpolitik seitens der Fiskalpolitik - gegenüber der DM-Ära zu einem positiven Inflations- und Zinseffekt. Dies dürfte um so wahrscheinlicher sein, je weniger strikt die fiskali-

schen Verschuldungskriterien Anwendung finden und je größer der Teilnehmerkreis der Währungsunion ausfallen wird.

„Optimistisches Szenario“:

Im optimistischen Szenario ergibt sich keine Veränderung gegenüber der DM-Vergangenheit. Inflation und Zinsen werden durch den Start der Währungsunion auf dem DM-Niveau verbleiben.

„Euphorisches Szenario“:

Schließlich sollte auch das euphorische Szenario eines Zinsrückgangs nicht von vornherein ausgeschlossen werden. Es wird gelegentlich argumentiert, daß die Währungsunion aufgrund des Fortfalls der nationalen Kapitalmarktsegmentierung einen breiteren und ergiebigeren Kapitalmarkt schafft. Dieser Umstand biete die Voraussetzung für niedrigere Kapitalmarktzinsen. Sowohl das optimistische als auch das euphorische Szenario dürften nur mit der Annahme vereinbar sein, daß es gelingt, die Währungsunion auf einen kleinen Kreis stabiler Länder zu begrenzen.

Vor dem Einstieg in den Versuch, die Einschätzung der Kapitalmärkte hinsichtlich des zutreffenden Szenarios zu identifizieren, ist noch zu klären, wie genau sich diese Szenarien - sofern sie die Markteinschätzung dominieren - jeweils auf das DM-Zinsniveau, die DM-Zinsstrukturkurve und den Zinsabstand zu anderen EU-Staaten auswirken sollten. Insbesondere ist darzulegen, wie sich das jeweilige Szenario auf die heutige Größe und deren Verlauf bis 1999 auswirkt.

Ausgangspunkt für diese Überlegung ist der Vergleich zwischen dem Niveau zu Beginn der Währungsunion und dem Niveau „vor Maastricht“, d.h. bevor irgendwelche Erwartungen bezüglich der Währungsunion im Markt waren. „Vor Maastricht“ kann als die Zeit vor Dezember 1991 verstanden werden. Im Anschluß daran ist jeweils zu klären, was für den Pfad bis zum Beginn der Währungsunion ausgesagt werden kann.

2.2 Zinsniveau

Der Kapitalmarktzins eines EU-Mitgliedstaats, gemessen an der Rendite auf Endfälligkeit langfristiger Staatsanleihen, wird durch zwei Gruppen von Determinanten bestimmt. Es ist zum einen die gesamtwirtschaftliche Konstellation, die den Kapitalmarktzins bestimmt. Hier sind beispielhaft folgende Determinanten zu nennen:

- Inflationserwartung (π)
- konjunkturelle Situation, Kreditnachfrage seitens des Staates, der Privaten, der Unternehmen, internationales Zinsniveau („Fundamentaldaten“: f)

- Risikoprämie für erwartete Volatilität des Zinssatzes (v).

Zu den gesamtwirtschaftlichen Bestimmungsgründen treten die spezifischen Eigenschaften des Anleihemarktsegmentes, dessen Rendite als Maßstab für den Kapitalmarktzins herangezogen wird. Hier sind zu nennen:

- Risikoprämie für das Ausfallrisiko (a),
- Liquiditätsprämie für Handelbarkeit und Ausmaß der Lieferfähigkeit in einen Future (l),
- Prämie für besondere steuerliche Behandlung (s).

Vergleicht man für das Segment deutscher Staatsanleihen diese Determinanten vor Maastricht und zu Beginn der Währungsunion, dann dürften sich nur Unterschiede im Bereich der allgemeinen Kapitalmarktverhältnisse ergeben: die verschiedenen Prämien für die Spezifika des Segmentes werden durch die Währungsunion als solche nicht berührt. Unter den allgemeinen Marktdeterminanten können in erster Linie die Inflationserwartungen und die Risikoprämie für die erwartete Volatilität des Zinssatzes betroffen werden.

Auch wenn die erwartete Inflationsrate in der Euro-Ära im Zentrum der Kontroverse zwischen Stabilitätsoptimisten und -pessimisten steht, so kann ein Zinseffekt aber auch aus einer veränderten Risikoprämie für die Volatilität des Zinses herrühren. Es ist zu vermuten, daß diese Risikoprämie aufgrund der zumindest zu Beginn der Währungsunion gegebenen größeren Unsicherheit über die zu erwartenden Inflationsrate steigt. Über das Verhalten der Europäischen Zentralbank (EZB) kann nur spekuliert werden, während die Geldpolitik der Bundesbank auf der Grundlage jahrzehntelanger Erfahrungen beurteilt und prognostiziert werden kann. Zur schwierigen Einschätzung über die Gewichtung des Stabilitätsziels durch die EZB treten die anfänglich unausweichlichen instrumentellen Schwierigkeit der europäischen Notenbank. Es ist nicht zu erwarten, daß angesichts schwer prognostizierbarer neuer Geldnachfragefunktionen die Geldpolitik von Anfang an mit der gleichen Treffsicherheit operieren kann wie eine nationale Notenbank mit jahrzehntelanger Erfahrung.

Aufgrund dieser Argumente steht zu erwarten, daß die Unsicherheit über den aus einer Festzinsvereinbarung resultierenden Realzins zu Beginn der Währungsunion deutlich größer sein wird als in der Zeit „vor Maastricht“. Dies führt tendenziell zu einem steigenden Risikozuschlag.

Was die allgemeinen Fundamentaldaten (Konjunktur, Kapitalnachfrage) anbelangt, so erhalten diese Variablen eine völlig andere Qualität. Im DM-Regime sind vor allem die deutschen Verhältnisse maßgeblich, während die europa- und weltweiten

Fundamentals nur im Kontext von Wechselkurs Erwartungen und Zinsparität Eingang finden. Im Euro-Regime fällt für die Teilnehmerländer die wechselkursbedingte nationale Segmentierung der Kapitalmärkte fort. Es ist dann beispielsweise nicht mehr die deutsche, sondern die europäische Konjunktur, die als relevante Determinante das allgemeine Zinsniveau bestimmt, an dem sich auch die Verzinsung deutscher Staatsanleihen orientiert. Inwieweit von dieser Veränderung aber ein Niveaueffekt auf den Zins ausgehen sollte, ist völlig unabsehbar.

Vor diesem Hintergrund ergibt sich mit i_{DL}^{DM} als der Rendite langfristiger deutscher Staatsanleihen im DM-Regime („vor Maastricht“) und i_{DL}^{Euro} der entsprechenden Rendite im Euro-Regime (zu Beginn der Währungsunion) folgende Gegenüberstellung:

„Vor Maastricht“:

$$(1) \quad -i_{DL}^{DM} = g(f^{DM}, p^{DM}, \dots) + v^{DM} + a^D + l^D + s^D$$

Zu Beginn der Währungsunion

$$(2) \quad i_{DL}^{Euro} = g(f^{Euro}, p^{Euro}, \dots) + v^{Euro} + a^D + l^D + s^D$$

$g(\dots)$ bezeichnet einen wie auch immer gearteten funktionalen Zusammenhang zwischen Fundamentaldaten und Inflationserwartung auf der einen Seite und dem nominalen Kapitalmarktzins auf der anderen Seite. Der funktionale Zusammenhang $g(\dots)$ ist hier offen gelassen. Gemäß der Fisher-Hypothese etwa würde sich ein Anstieg der Inflationserwartung im Verhältnis von 1:1 im Nominalzins niederschlagen. Die für das Anleihe segment spezifischen Prämien für Bonität, Liquidität und steuerliche Behandlung ändern sich durch die Einführung des Euros als solche nicht und haben von daher kein Regime-, sondern nur ein Emittenten-Superskript („D“ für den deutschen Staat).

Das pessimistische Szenario läßt sich in dieser Darstellung durch einen Anstieg der erwarteten Inflationsrate und/oder der Volatilitätsprämie erklären. Das euphorische Szenario kann durch zinsenkende Effekte aus der breiteren Fundamentalebasis oder aber durch eine Verringerung der Inflationserwartungen zustande kommen. In jedem Fall müßten bei Geltung des euphorischen Szenarios die zinsenkenden Effekte die eindeutig höhere Volatilitätsprämie überkompensieren.

Bei der folgenden Gegenüberstellung der Variablen vor Maastricht und zu Beginn der Währungsunion handelt es sich um eine ceteris paribus-Betrachtung hinsichtlich der nicht währungsunionsspezifischen zinsbestimmenden Determinanten (Konjunktur, internationales Zinsniveau etc.).

Pessimistisches Szenario: $i_{DL}^{Euro} > i_{DL}^{DM}$

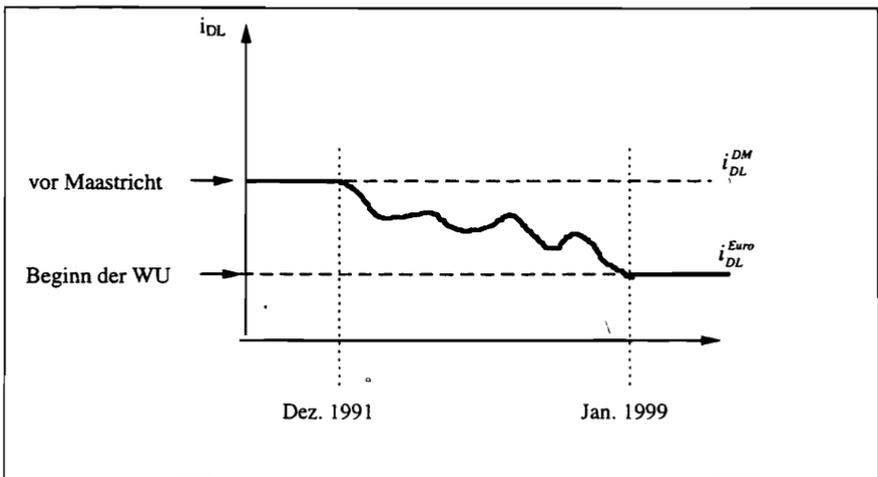
Optimistisches Szenario: $i_{DL}^{Euro} = i_{DL}^{DM}$

Euphorisches Szenario: $i_{DL}^{Euro} < i_{DL}^{DM}$

Der Übergangsprozeß

Es gibt keinen Sprung von der Gültigkeit der Beziehung (1) zu (2) in einem einzigen Moment. Weil es hier um die Bestimmung des Zinssatzes langfristiger Anleihen geht, wird die Euro-Ära den Zinssatz in stetig zunehmendem Maße beeinflussen, je näher der Beginn der Währungsunion rückt. Außerdem wird dieser Prozeß durch sich verändernde Einschätzungen über die Wahrscheinlichkeit eines plangemäßen Übergangs zur Währungsunion beeinflusst. Diese Einschätzungen werden etwa durch die Entwicklung der Konvergenzkriterien oder durch politische Äußerungen über die Interpretation dieser Kriterien beeinflusst. Für den Fall des euphorischen Szenarios etwa wäre folgender Verlauf zu erwarten (für das pessimistische Szenario ergäbe sich entsprechend die umgekehrte Richtung):

Abbildung 1: Entwicklung des Kapitalmarktzinses im euphorischen Szenario



Wie erläutert, liegt dieser Darstellung eine *ceteris paribus*-Betrachtung zugrunde. Der Währungsunionseffekt wird im Zeitverlauf durch andere Determinanten des Kapitalmarktzinses („Zinszyklus“) überlagert. Im empirischen Teil wird es daher notwendig sein, diese nicht währungsunionspezifischen Determinanten ebenfalls zu berücksichtigen, um das die Markterwartung dominierende Szenario identifizieren zu können.

2.3 Zinsstruktur

Die Implikationen der drei Szenarien für die Entwicklung der Zinsstruktur - gemessen am Abstand zwischen lang- und kurzfristigen Zinsen - sind ganz analog zu den Schlußfolgerungen für das langfristige Zinsniveau. Voraussetzung dafür ist allerdings die Annahme, daß das Heranrücken der Währungsunion die Geldpolitik und insbesondere die Zinspolitik der Bundesbank nicht berührt. Der im DM-Regime von der Bundesbank gesetzte Geldmarktzinssatz i_{BubaK}^{DM} (Subskript für den von der Bundesbank bestimmten kurzfristigen Zinssatz) kann als Ergebnis einer geldpolitischen Reaktionsfunktion der Bundesbank, $r^{BUBA}(\dots)$, verstanden werden, in die solche Variablen wie Inflationserwartung π und Geldmengenwachstum m eingehen.

$$(3) \quad i_{BubaK}^{DM} = r^{BUBA}(p, m, \dots)$$

Die Annahme, die näherkommende Währungsunion verändere in keiner Weise die geldpolitische Praxis der Bundesbank, dürfte unabhängig vom Szenario nur dann gelten, wenn die in die Bundesbank-Reaktionsfunktion eingehenden Inflationserwartungen nur die der DM-Ära sind. Die Annahme beinhaltet also, daß die Bundesbank nicht auf eine durch die näherrückende Währungsunion eintretende Veränderung der langfristigen Inflationserwartungen reagiert.

Unter diesen Bedingungen ergibt sich bis zum Ende der Bundesbank als verantwortlicher Notenbank für die deutsche Geldpolitik und den Geldmarktzinssatz keine Änderung und damit kein Währungsunionseffekt. Der Geldmarktzinssatz wird erst vom Zeitpunkt der Verantwortungsübernahme der EZB an im Rahmen einer neuen Reaktionsfunktion determiniert werden.

Zinsstruktur „Vor Maastricht“:

Für die deutsche Zinsstruktur z_s als Abstand zwischen langfristigen Kapitalmarktzinsen und Geldmarktzinssatz ergibt sich damit im DM-Regime (Superskript „DM“) vor Maastricht (unter Abstraktion von den spezifischen Prämien des besonderen Anleihe-segmentes):

$$(4) \quad z_s^{DM} = i_{DL}^{DM} - i_{BubaK}^{DM} = g(f^{DM}, p^{DM}, \dots) + v^{DM} - r^{BUBA}(p^{DM}, m^{DM}, \dots)$$

Zinsstruktur zu Beginn der Währungsunion

Über die Zinsstruktur zu Beginn der Währungsunion (z_s^{Euro}) im Vergleich zur DM-Ära vor Maastricht kann nur spekuliert werden. Wird das pessimistische Szenario wahr, weil die EZB auf ein gegebenes geldpolitisches Umfeld mit niedrigeren Zinsen reagiert, als dies die Bundesbank zu tun pflegte, dann wird die Zinsstruktur zu Beginn der Währungsunion steil ansteigen: Der langfristige Zins klettert und der kurzfristige Zins sinkt. Tritt das optimistische (euphorische) Szenario ein, dann ist dies wohl nur mit einer tendenziellen Abflachung der Zinsstruktur in der Anfangsphase der Währungsunion vereinbar: Die EZB kann in der Phase des Reputationsaufbaus das Niveau der langfristigen DM-Zinsen wohl nur dann verteidigen (unterschreiten), wenn sie - ceteris paribus - mit höheren Geldmarktzinsen operiert.

$$(5) z_s^{Euro} = i_{DL}^{Euro} - i_{EZBK}^{Euro} = g(f^{Euro}, p^{Euro}, \dots) + v^{Euro} - r^{EZB}(p^{Euro}, m^{Euro}, \dots)$$

Damit ergibt sich für die drei Szenarien folgende (ceteris paribus-) Gegenüberstellung:

Pessimistisches Szenario: $z_s^{Euro} > z_s^{DM}$

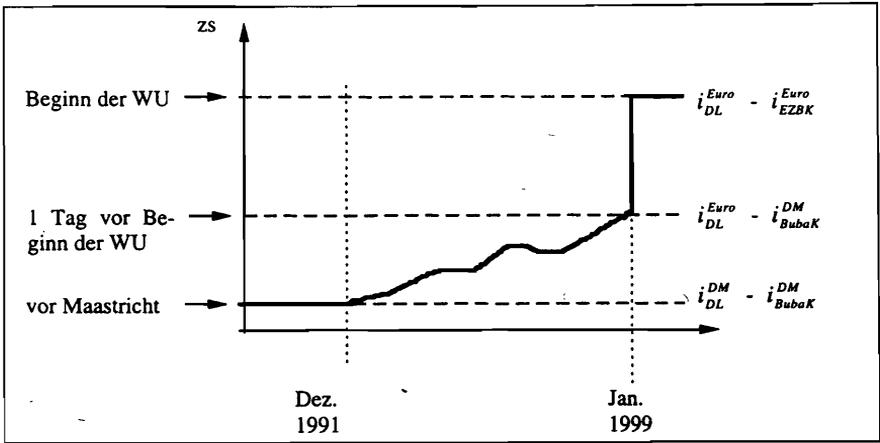
Optimistisches Szenario: $z_s^{Euro} < z_s^{DM}$

Euphorisches Szenario: $z_s^{Euro} < z_s^{DM}$

Der Übergangsprozeß

Unter der Annahme, die Bundesbank berücksichtige in ihrer Zinspolitik die heranführende Währungsunion in keiner Weise, wird der Zeitpfad der Zinsstruktur im Hinblick auf den Euro lediglich durch die Effekte auf den langfristigen Zins beeinflusst. Erst im Moment der Machtübernahme der Europäischen Zentralbank wird ein Effekt auf den kurzfristigen Zinssatz eintreten. In Analogie mit dem beschriebenen Übergangsprozeß für das Zinsniveau sollte die Zinsstruktur demnach bis dahin für das pessimistische/optimistische/euphorische Szenario steiler werden/konstant bleiben/abflachen. Wiederum dürfte dieser Effekt nicht alleine von dem zeitlichen Abstand, sondern auch von sich verändernden Erwartungen hinsichtlich eines planmäßigen Beginns abhängen. Die Zinsstruktur sollte - diesmal wird der Darstellung das pessimistische Szenario zugrundegelegt - folgenden idealtypischen Verlauf aufweisen:

Abbildung 2: Entwicklung der Zinsstruktur im pessimistischen Szenario



Bis zum Beginn der Währungsunion ergibt sich unter dem pessimistischen Szenario eine steilere Zinsstruktur aufgrund des ansteigenden langfristigen Zinssatzes, während der kurzfristige Zinssatz im Rahmen der Bundesbank-Reaktionsfunktion gesetzt wird und - ceteris paribus - konstant bleibt. Erst mit der Übergabe der geldpolitischen Verantwortung an die Europäische Zentralbank ergibt sich auch eine Änderung beim kurzfristigen Zins. Unter dem pessimistischen Szenario wird die EZB die kurzfristigen Zinsen bei gegebenem geldpolitischem Umfeld im Vergleich zur Verhaltensweise der Bundesbank senken, so daß es mit der ersten Zinsentscheidung des Europäischen Zentralbankrats zum sprunghaften Anstieg der Zinsstruktur kommt.

2.4 Zinsabstand

Während der Einfluß der Währungsunion auf Zinsniveau und Zinsstruktur nur mit einigem Mut zur Spekulation analysiert werden kann, ergeben sich die Aussagen über die Entwicklung des Renditeabstands zwischen Anleihen in den betreffenden Währungen unmittelbar und gleichsam definitorisch aus dem Wesen einer Währungsunion. Mit dem Beginn der Währungsunion entfallen - sofern diese Währungsunion glaubwürdig auf Dauer eingegangen wird - Zinsunterschiede, die vorher im Kontext des internationalen Zinszusammenhangs auf die erwarteten Wechselkursänderungen und das Wechselkursrisiko zurückzuführen waren.

Es ist zwar eine strittige und im folgenden zu klärende Frage, ob sich mit Beginn der Währungsunion der deutsche Zins dem französischen Niveau annähert oder umgekehrt; die Konvergenz der Zinssätze unter den Teilnehmern bis auf einen im folgenden noch darzustellenden verbleibenden Abstand steht aber außer Zweifel.

Im folgenden wird die Rendite auf Endfälligkeit deutscher und französischer Staatsanleihen verglichen. Die hier abgeleiteten Erkenntnisse sind im Prinzip gültig für den Zinsabstand zwischen all denjenigen Ländern, die sich für die Währungsunion qualifizieren. Für die empirische Analyse hat der deutsch-französische Zinsabstand aber zwei wichtige Vorteile:

Zum einen weist er - etwa im Unterschied zum deutsch-niederländischen oder deutsch-österreichischen Zinsabstand - eine signifikant von null verschiedene Größenordnung auf. Zum anderen ist für Deutschland und Frankreich im Unterschied zu anderen Länderpaaren mit signifikantem Zinsabstand praktisch sicher, daß beide an der Währungsunion, sofern diese denn plangemäß startet, von Beginn an teilnehmen werden. Dieser Umstand hat den Vorteil, daß Schwankungen im Prozeß der Zinskonvergenz alleine Zweifeln am pünktlichen Start der Währungsunion zugeschrieben werden können und nicht sich verändernden Einschätzungen über die spezifischen Teilnahmekancen beider Länder. Mit anderen Worten: Zweifel an einer Teilnahme Deutschlands oder Frankreichs sind mit Zweifeln an der Währungsunion insgesamt gleichzusetzen. Dieser für die empirische Vorgehensweise wichtige Umstand wird auch in den Umfrageergebnissen bestätigt: Obwohl deutsche Finanzexperten im Januar 1996 beträchtliche Zweifel am pünktlichen Start der Währungsunion hegen (diesem Fall wird im Durchschnitt nur eine Wahrscheinlichkeit von 56 Prozent zugemessen), sehen 96,9 bzw. 98,1 Prozent der Befragten Frankreich und Deutschland von Beginn an in der Währungsunion (Heinemann/Schröder, 1996).

Zinsabstand „Vor Maastricht“

Für den deutsch-französischen Zinsabstand, gemessen als Abstand der Renditen langfristiger Staatsanleihen (gleiche Laufzeit, gleiche Kupons und Kündigungsbedingungen), gilt vor Maastricht:

$$(6) \quad i_{FL}^{Franc} - i_{DL}^{DM} = \\ g(f^{Franc}, p^{Franc}, \dots) + v^{Franc} + a^F + l^F + s^F \\ - g(f^{DM}, p^{DM}, \dots) - v^{DM} - a^D - l^D - s^D$$

Unterschiede im Zins resultieren aus zwei Gruppen von Determinanten: dem fundamentalen Umfeld des deutschen und französischen Rentenmarktes und den Charakteristika der spezifischen Wertpapiere (Unterschiede in Bonität, Liquidität und steuerlicher Behandlung).

Zinsabstand zu Beginn der Währungsunion

Mit Beginn der Währungsunion kann es zwischen deutschen und französischen Anleihen keine wechsellkursbedingten Zinsunterschiede mehr geben. In dieser Hinsicht führt die Währungsunion zur Vereinheitlichung des fundamentalen Umfelds für die Bewertung von Staatsanleihen in beiden Ländern. Für das Niveau des Kapitalmarktinzins sind dann in beiden Ländern gleichermaßen die Daten (Inflation, Staatsverschuldung etc.) des gesamten Währungsraumes maßgeblich und damit für den Zinsabstand nicht mehr von Bedeutung. Renditeunterschiede von Anleihen, die in Laufzeit, Kuponhöhe, Kündigungs- oder anderen Modalitäten identisch sind, können nur noch von Unterschieden in der Liquidität, der steuerlichen Behandlung und der Bonität des Emittenten herrühren:

$$(7) \quad i_{FL}^{Euro} - i_{DL}^{Euro} = a^F - a^D + l^F - l^D + s^F - s^D$$

Diese Konvergenz ist unabhängig von der Frage nach dem zu erwartenden Szenario. Die Szenarien sind lediglich dafür maßgeblich, inwieweit der deutsche Zins sich an den französischen anpaßt oder umgekehrt, nicht aber für die Tatsache der Anpassung als solche.

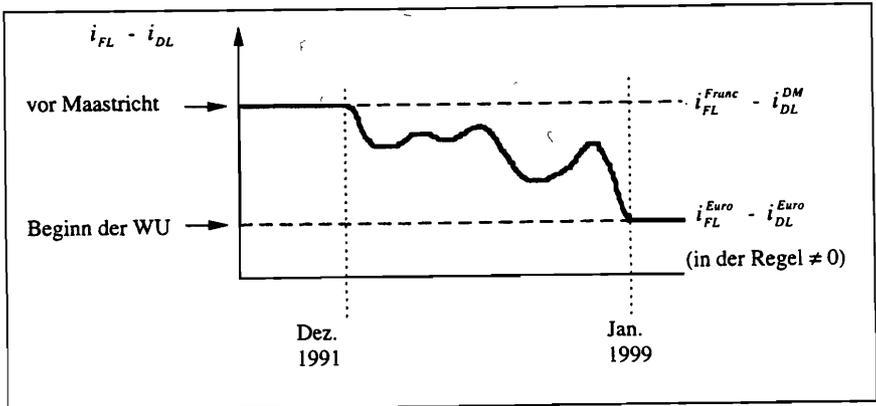
Der Übergangsprozeß

Mit näher heranrückender Währungsunion sollte sich der Zinsabstand eindeutiger Teilnehmerländer wie Deutschland und Frankreich verringern. Wiederum sind es auch Einschätzungsänderungen hinsichtlich der Erfolgchancen des ganzen Projekts, die ebenfalls einen Einfluß ausüben. Wachsende Zweifel am Zeitplan des Maastrichter Vertrags können eine erneute Zinsdivergenz auslösen. Davon abgese-

hen, sollte der deutsch-französische Zinsabstand sich stetig bis zum Beginn der Währungsunion bis auf den oben dargelegten Rest zurückbilden.

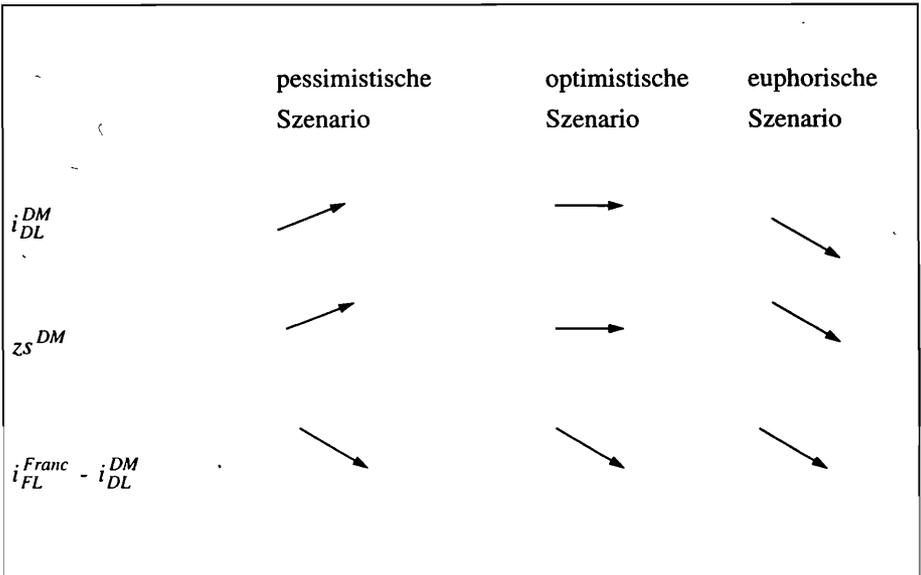
Voraussetzung für diesen Verlauf ist allerdings, daß kein „last minute realignment“ bei der Festsetzung der Umstellungskurse vorgenommen und an den Märkten erwartet wird. Die Antizipation einer solchen Vorgehensweise würde bis kurz vor Beginn der Währungsunion einen Zinsabstand in Entsprechung der „auf der Zielgeraden“ zu erwartenden Wechselkursverschiebungen zur Folge haben. Geht man aber davon aus, daß niemand ein solches Vorgehen erwartet und die Wechselkurse der Teilnehmerstaaten sich schon im Vorfeld zunehmend stabilisieren werden, dann ergibt sich der in der folgenden Abbildung dargestellte (ceteris paribus-) Verlauf für den deutsch-französischen Zinsabstand:

Abbildung 3: Entwicklung des französisch-deutschen Zinsabstandes



2.5 Empirische Implikationen der Szenarien im Überblick, Plausibilitätstests

Die Implikationen der drei Szenarien lassen sich folgendermaßen zusammenfassen. Wenn das jeweilige Szenario in der Einschätzung der Akteure an den Finanzmärkten maßgeblich wäre, dann müßten seit dem Zeitpunkt, von dem an der Maastrichter-Stufenplan definiert war, folgende Effekte erkennbar sein:



In diesem Zusammenhang wird auch die besondere Rolle einer Überprüfung der deutsch-französischen Zinskonvergenz für die empirische Analyse deutlich. Weil diese Konvergenz per Definition als Folge der Währungsunion eintreten muß, bietet sich hier eine Möglichkeit zur Kontrolle der Methode und der verwendeten Variablen: Taugen Methode und Variablen, um die deutsch-französische Zinskonvergenz zu finden, dann ist dies ein Argument für die Adäquanz der Vorgehensweise.

3 Mögliche Währungsunions-Proxies

Die naheliegendste erklärende Variable zur Messung des Effekts der Währungsunion auf Zinsniveau, Zinsstruktur und internationale Zinsdifferenzen ist der zeitliche Abstand zum voraussichtlichen Beginn der Währungsunion. Wie dargelegt, sollten sich eventuelle Effekte mit wachsender Nähe zum Starttermin auch in zunehmender Weise zeigen. Im empirischen Teil wird daher die Variable „Nähe“, ein linearer Trend, Berücksichtigung finden. Es ist aber auch deutlich geworden, daß alleine die Berücksichtigung der zeitlichen Nähe in gewisser Weise naiv ist. Der Einfluß der Zeit wird durch sich verändernde Einschätzungen hinsichtlich der Glaubwürdigkeit des vertraglichen Zeitplans überlagert. Von daher sind neben der zeitlichen Nähe auch Variablen zu berücksichtigen, welche diese zeitlich variierenden Einschätzungen auffangen.

Eingeschränkt kommt hier der französisch-deutsche Zinsabstand in Betracht. Weil - wie oben argumentiert - eine Währungsunion ohne Deutschland und Frankreich unvorstellbar ist und die Währungsunion unter den Teilnehmern zur Zinskonvergenz führt, kann dieser Zinsabstand als Maßstab für das Vertrauen der Märkte in die Währungsunion genutzt werden. Dieser Maßstab ist im hier interessierenden Zusammenhang aber nur von eingeschränktem Nutzen, weil genau diese Variable ja ebenfalls eine der zu erklärenden Variablen ist. Außerdem kann eine Zinskonvergenz zwischen beiden Ländern auch ohne Währungsunion durch eine Konvergenz in den Fundamentaldaten auftreten. Dennoch soll im folgenden der deutsch-französische Zinsabstand als Währungsunions-Proxy für das deutsche Zinsniveau und die Zinsstruktur verwendet werden.

Vor allem aber empfiehlt sich eine Variable, die aus der Verzinsung umlaufender ECU-Anleihen abgeleitet werden kann. Der Abstand zwischen der theoretischen und der tatsächlichen Rendite von ECU-Anleihen läßt sich als Indikator für die Währungsunions-Zuversicht interpretieren (Commerzbank Research, 1995). Die tatsächliche ECU-Rendite ist die Rendite auf Endfälligkeit umlaufender ECU-Anleihen. Demgegenüber wird mit „theoretischer Rendite“ die mittels der ECU-Gewichte ermittelte Durchschnittsrendite von Anleihen in nationalen Währungen bezeichnet.

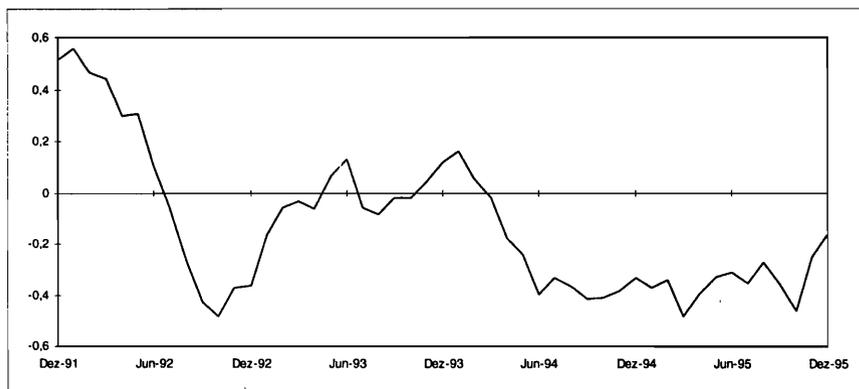
Der Abstand zwischen theoretischer und tatsächlicher ECU-Rendite wird durch die Erwartungen über die Währungsunion beeinflusst. Art. 109 I des Maastrichter Vertrags legt fest, daß der Anschluß des ECUs an die Europawährung im Verhältnis 1:1 erfolgt („Außenwert der ECU“ bleibt mit der Festsetzung der Umstellungskurse zu Beginn der Endstufe unverändert). Diese 1:1-Anschluß-Klausel kann als Härtung der ECU-Anleihen verstanden werden: Während ohne die Währungsunion der Bewertungsmaßstab für die ECU-Anleihen ein gemäß den ECU-Gewichten gebildeter

Korb von Anleihen der 12 ECU-Währungen ist, bedeutet die Währungsunion den Abschied von diesem Maßstab. Man kann - selbst für das pessimistische Zinsszenario - davon ausgehen, daß der Euro-Zins unter dem Durchschnittszins der im ECU-Korb enthaltenen Währungen liegen wird. Die Hochzinsländer der EU, deren Zinsen ja mit den jeweiligen ECU-Gewichten auch für die Kalkulation des theoretischen ECU-Zinses herangezogen werden, haben kaum eine Chance auf eine frühe Teilnahme an der Währungsunion.

Vor diesem Hintergrund winken den ECU-Anleihen währungsunionsbedingte Kursgewinne. Schon im Vorfeld der Endstufe sollten ECU-Anleihen immer dann gesucht werden, wenn alles nach einem glatten Übergang in die Währungsunion aussieht. Sind die Märkte „Maastricht-optimistisch“, dann sollten die Preise von ECU-Anleihen steigen und deren tatsächliche Rendite in Relation zur theoretischen Rendite fallen.

Der Abstand zwischen theoretischer und tatsächlicher ECU-Rendite (im folgenden kurz: „ECU-Zinsdifferenz“) hat seit Dezember 1991 folgenden Verlauf:

Abbildung 4: Differenz zwischen theoretischer und tatsächlicher 10-Jahres-ECU-Rendite („ECU-Zinsdifferenz“).



Quelle: Paribas (Datastream)

Dieser Verlauf scheint die Eignung dieser Variable als Zuversichtsmaßstab in Sachen Währungsunion zu unterstützen. So zeigt die Zeitreihe ein Stimmungshoch in der ersten Euphorie nach Maastricht. Der Abstieg fällt mit dem dänischen Referendum vom Juni 1992 zusammen, als der ganze Ratifikationsprozeß gefährdet erschien. Das nächste Hoch zeigt sich dann beim erneuten und dann positiv ausfallen-

den Dänen-Referendum und nach dem Inkrafttreten des Vertrags. Das Tief seit Sommer 1994 läßt sich möglicherweise auf die immer deutlicher zutage tretenden Probleme mit den Konvergenzkriterien erklären.

Die ECU-Zinsdifferenz scheint sich von diesem Eindruck her als Indikator für die Währungsunions-Zuversicht zu eignen und wird im folgenden Verwendung finden. Es seien dennoch auch einige Probleme mit diesem Indikator angemerkt: Der ECU-Anleihemarkt hat seit dem ersten Dänenreferendum stellenweise mit großen Liquiditätsproblemen zu kämpfen. Die Zeiten großer ECU-Emissionswellen sind vorbei. Eine sinkende Liquidität der ECU-Anleihemärkte gegenüber den Anleihemärkten in nationalen Märkten führt aber aufgrund der sich unterschiedlich entwickelnden Liquiditätsprämien auch zu einem Absinken der ECU-Zinsdifferenz. Insofern kann die Indikatorqualität leiden. Das zweite Problem betrifft die 1:1 Umstellung von ECU in Euro. Diese Vorschrift des Maastricht-Vertrags wird sich möglicherweise in der Praxis nicht für alle alten ECU-Anleihen umsetzen lassen. Hier kommt es vor allem auf die jeweiligen Prospektbedingungen an. Schwierigkeiten zeichnen sich vor allem bei Papieren privater Emittenten, weniger bei Emissionen der EU und ihrer Organe ab.²

4 Empirie

4.1 Vorgehensweise

Die dargestellten Effekte der Währungsunion auf Zinsniveau, -struktur und -abstand sind in der Realität deshalb nicht ohne weiteres zu beobachten, weil andere Einflußfaktoren des Kapitalmarktzinses die „Maastricht-Effekte“ überlagern. Um dennoch den Einfluß überprüfen zu können, bietet sich die Schätzung eines multiplen Regressionsmodells für die Zinsvariablen an. Wenn hier neben den sonstigen erklärenden Variablen auch die Größen einen signifikanten Erklärungsbeitrag liefern, die den Einfluß der Währungsunion repräsentieren, dann könnten wichtige Hinweise gefunden werden. Insbesondere kann das Vorzeichen der Währungsunions-Proxies Auskunft über das an den Märkten favorisierte Szenario geben.

Im folgenden sollen daher übliche Modellierungen für Zinsniveau, -struktur und -abstand gewählt und unter Einbezug der oben diskutierten Maastricht-Variablen geschätzt werden. Es entspricht der üblichen zeitreihenökonometrischen Vorgehensweise, zunächst den Integrationsgrad der Zeitreihen mittels Tests auf Einheitswurzeln zu überprüfen, um der Gefahr zu entgehen, lediglich Scheinkorrelationen

² Vgl. Börsenzeitung vom 16.12.1995: „Werden ECU-Bonds zu 'Euro-Bonds'?“, S. 5.

zu entdecken.³ Anschließend sollen Kausalitätstests eine erste Information über den Erklärungswert der Währungsunions-Proxies liefern, bevor zunächst im Kontext einer multiplen Regression und dann in einem vektorautoregressiven System der Zusammenhang näher überprüft wird.

4.2 Daten und Tests auf Einheitswurzeln

Für die Analyse werden Monatsdaten für den Zeitraum von Dezember 1991 bis - je nach Verfügbarkeit - Ende 1995 verwendet. Bei den Zeitreihen handelt es sich um OECD-, Bundesbank- und IMF-Daten (genauere Angaben im Anhang).

Um den Integrationsgrad dieser Zeitreihen zu testen wurden „Augmented-Dickey-Fuller-Tests“ durchgeführt. Die Anzahl der berücksichtigten verzögerten Differenzen wurde dabei mittels Minimierung des Akaike-Informationskriteriums ermittelt. Tabelle 1 enthält die Ergebnisse der ADF-Tests für alle in der Studie berücksichtigte Zeitreihen. Dem ADF-Test liegt die Nullhypothese eines Integrationsgrads erster Ordnung zugrunde. Diese Hypothese kann für viele der betrachteten Zeitreihen nicht in signifikanter Weise zurückgewiesen werden. Durchgängig zeigt sich bei ADF-Tests (nicht abgedruckt) der differenzierten Zeitreihen, daß diese keine Einheitswurzel mehr aufweisen.

Dieser Befund legt folgende Vorgehensweise nahe: Die Zeitreihen sind vor der Durchführung der Kausalitätstests und Regressionen einmal zu differenzieren. Auch die Zeitreihen, deren Niveaus keine Einheitswurzel mehr aufzuweisen scheinen, werden differenziert. Diese „Überdifferenzierung“ hat den Vorteil, daß die Koeffizienten einer linearen Regression in Niveaus durchgängig auch bei einer Schätzung in Differenzen in gleicher Weise interpretierbar bleiben.

³ Für eine „state of the art“-zeitreihenökonomische Zinsstudie vgl. Kähler/Korn (1995).

Tabelle 1: Ergebnisse der Test auf Integration (Augmented Dickey-Fuller-Tests)

Variable	Anzahl verzögerter Differenzen	Teststatistik
Rendite 10jähriger Bundesanleihen	1	-2,29
Deutscher 3-Monats-Zins	3	-2,02
Wachstumsrate deutsche Industrieproduktion	2	-2,62*
Änderung des DM/Dollar-Kurses	1	-9,22***
Änderung deutscher Frühindikatoren	1	-4,86***
Deutsche Inflationsrate	1	-1,33
Deutsche Zinsstruktur	1	-2,08
Renditeabstand deutscher und französischer 10-Jahres-Staatsanleihen	2	-1,83
Wachstumsrate französische Industrieproduktion	6	-3,32**
Änderung des DM/Franc-Kurses	1	-9,25***
Französische Inflationsrate	1	-0,86
Änderung französischer Frühindikatoren	2	-4,23***
Rendite 10-jähriger US-Staatsanleihen	2	-1,09
3-Monats-Zins USA	2	-1,72
ECU-Zinsdifferenz	1	-2,12
Signifikant auf 10%-Niveau: *, 5%-Niveau: **, 1%-Niveau:***		

4.3 Kausalitätstests

Granger-Kausalitätstests sollen darüber Auskunft geben, inwieweit eine vorlaufende Variable bei Aufnahme in die Informationsmenge zur Erklärung einer anderen Variable einen Beitrag leisten kann. Gemäß der üblichen Vorgehensweise wird hier überprüft, inwieweit verzögerte Werte einer potentiellen „kausalen“ Zeitreihe einen signifikanten Erklärungsbeitrag liefern, wenn sie zusätzlich zu verzögerten Werten der zu erklärenden Zeitreihe selber in eine Regressionsgleichung aufgenommen werden.

Dieses Konzept ist nicht ohne Schwierigkeiten, gerade wenn es wie hier um eine Anwendung auf monatliche Finanzmarktdaten geht. Weil die Preisbildung auf effizienten Kapitalmärkten mit großer Schnelligkeit auf neue Informationen reagiert, heißt ein nicht zu findender Erklärungsbeitrag verzögerter Variabler nicht, daß diese nicht kausal sein können. Granger (1980) empfiehlt in diesem Zusammenhang auch das Konzept der „instantaneous“ („zeitgleichen“) Kausalität, das auch eine Ursache-Wirkung-Beziehung innerhalb einer Periode auffängt. Allerdings ist dann nicht mehr auszumachen, in welche Richtung diese Beziehung verläuft. Die zeitgleiche Kausalität wird durch - zusätzlich zu den verzögerten Werten - die Aufnahme zeitgleicher Werte der potentiellen kausalen Variable in die Regression und ihr Signifikanzniveau getestet. Die folgende Tabelle faßt die Ergebnisse der Kausalitätstests - verzögert und zeitgleich - zusammen. Die Anzahl der verzögerten Variablen wurde auch hier anhand des Akaike-Informationskriteriums ermittelt. Wegen der oben diagnostizierten Integrationsproblematik wurden den Kausalitätstests die einfach differenzierten Zeitreihen zugrundegelegt. Untersuchungszeitraum ist Dezember 1991 bis Dezember 1995.⁴

Die Kausalitätstests weisen nur in zwei Fällen auf einen Zusammenhang hin, der beidemale von der ECU-Zinsdifferenz ausgeht. Die verzögerten Werte dieser Zeitreihe liefern einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die deutsche Zinsstruktur. Eine hochsignifikanter zeitgleicher Zusammenhang liegt nur mit dem deutsch-französischen Zinsabstand vor. Keine der Währungsunion-Proxies ist nach dieser Analyse kausal in bezug auf das deutsche Zinsniveau.

⁴ Die Vorgehensweise kann an folgender Regressionsgleichung noch einmal verdeutlicht werden: $y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + b_1 x_{t-1} + b_2 x_{t-2} + \dots + b_0 x_t$. Wenn die Koeffizienten b_1, b_2, \dots in der Regression (ohne Berücksichtigung von x_t) insgesamt signifikant sind, dann ist x „Granger-kausal“ zu y . Wenn x_t ebenfalls als Erklärende zugelassen wird und b_0 signifikant von null verschieden ist, dann wird von „zeitgleicher Kausalität“ gesprochen.

Tabelle 2: P-Values von Granger-Kausalitätstest

	ECU-Zinsdifferenz	Deutsch-französischer Renditeabstand (10 J.)
	kausal (vorlaufend) für	
Rendite 10-jähriger Bundesanleihen	0,34	0,98
Deutsche Zinsstruktur	0,05	0,49
Deutsch-französischen Renditeabstand (10 J.)	0,73	---
	kausal (zeitgleich) für	
Rendite 10-jähriger Bundesanleihen	0,38	0,20
Deutsche Zinsstruktur	0,54	0,25
Deutsch-französischen Renditeabstand (10 J.)	0,01	---

4.4 Statische Regressionen

Um auf das in der Markterwartung dominierende Währungsunionsszenario schließen zu können, ist das Vorzeichen und das Signifikanzniveau der Währungsunions-Proxies in einer Regressionsschätzung von Zinsniveau, -struktur und -abstand aufschlußreich. Dabei sind möglichst alle wichtigen erklärenden Variablen zu berücksichtigen. Im folgenden wird bei den Regressionen zunächst von einer Maximalversion ausgegangen, in der die wichtigsten auch aus anderen Studien bekannten Erklärenden⁵ und die Währungsunions-Proxies eingehen. Anschließend wird dann mit sparsamer parametrisierten Beziehungen geschätzt, wobei zunächst die allgemeinen erklärenden Variablen reduziert werden und dann jede Währungsunions-Proxy für sich alleine in eine Schätzgleichung aufgenommen wird. Sämtliche Schätzungen werden aufgrund der Integrationsproblematik in ersten Differenzen durchgeführt.

⁵ Vgl. Filc (1992) und Kähler/Korn (1995)

Tabelle 3: Regressionsergebnisse zur Erklärung der Rendite 10-jähriger Bundesanleihen

Erklärende Variable	Koeffizienten (Standardfehler)				
<u>„Allgemeine“ Erklärende:</u>					
Deutscher 3-Monats-Zins	0,32* (0,17)	0,35** (0,16)	0,30** (0,13)	0,31** (0,14)	0,29* (0,16)
Deutsche Inflationsrate	-0,05 (0,14)	---	---	---	---
Wachstumsrate der Industrieproduktion	-0,00 (0,01)	---	---	---	---
Veränderung Frühindikatoren:	-0,15 (0,07)	---	---	---	---
Rendite 10-jähriger US-Staatsanleihen	0,34** (0,14)	0,25* (0,13)	0,27** (0,13)	0,28** (0,13)	0,29** (0,04)
Veränderung DM-Dollar-Kurs	0,00 (0,01)	---	---	---	---
<u>Währungsunions-Proxies:</u>					
ECU-Zinsdifferenz	-0,22 (0,28)	-0,43* (0,24)	-0,31 (0,23)	---	---
Deutsch-französischer Zinsabstand (10 Jahre)	0,12 (0,22)	0,29 (0,18)	---	0,18 (0,17)	---
Nähe zur Währungsunion	0,01 (0,04)	0,01 (0,04)	---	---	0,00 (0,04)
R ² korr.	0,22	0,17	0,16	0,15	0,12
Durbin-Watson	1,85	2,05	2,05	1,89	1,93
Zeitraum	91:12 - 95:06	91:12 - 95:10	91:12 - 95:10	91:12 - 95:10	91:12 - 95:10
Signifikant auf 10%-Niveau: *, 5%-Niveau: **, 1%-Niveau:***					

Schätzzeitraum ist Dezember 1991 bis - je nach Verfügbarkeit der Daten - Oktober 1995. Die „naive“ Währungsunionsvariable „Nähe“, der zeitliche Abstand zum Starttermin der Währungsunion, ist im Niveau ein linearer Trend und somit in der differenzierten Form nichts anderes als eine Konstante, die als solche in der differenzierten Gleichung eigentlich nicht auftauchen würde.

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse von fünf Regressionen für das langfristige deutsche Zinsniveau wiedergegeben. Es zeigt sich das allgemein bekannte Muster, daß der deutsche langfristige Zins vor allem durch den deutschen Geldmarktzins und den amerikanischen Kapitalmarktzins bestimmt wird.⁶ Beim Blick auf die Währungsunionsvariablen fällt auf, daß diese mit einer Ausnahme in allen Spezifikationen insignifikant sind. Vor diesem Hintergrund relativieren sich auch die widersprüchlichen Vorzeichen dieser Koeffizienten (die ECU-Zinsdifferenz weist eher in Richtung des euphorischen Szenarios, während die beiden anderen Pessimismus zu signalisieren scheinen). Der schwach signifikante Einfluß der ECU-Zinsdifferenz in einer Spezifikation bleibt nicht erhalten, wenn die nicht signifikanten Währungsunions-Proxies aus der Schätzung herausfallen.

Insgesamt ist der Befund für das Zinsniveau am ehesten mit dem optimistischen Szenario vereinbar, unter dessen Geltung sich kein Einfluß der Währungsunion auf das deutsche Zinsniveau ergeben sollte.

In Tabelle 4 sind Regressionsergebnisse für die deutsche Zinsstruktur (die Differenz zwischen der Rendite 10jähriger Bundesanleihen und dem Geldmarktzins) zusammengefaßt. Der Erklärungswert der Regressionen ist in bezug auf die allgemeinen wirtschaftlichen Rahmendaten eher gering, die Koeffizienten sind weitgehend insignifikant. Dahingegen sind die Währungsunions-Variablen zum Teil schwach signifikant. Die Botschaft für die Identifikation des gültigen Stabilitäts-Szenarios ist widersprüchlich. Während gerade die durchgängig schwach positiven Koeffizienten der Nähe zur Währungsunion auf die Gültigkeit des pessimistischen Szenarios hinweisen, weist die ECU-Zinsdifferenz eher auf die Gültigkeit des optimistischen Szenarios. In diesem Sinne erscheint die theoretische Vorgabe, die Währungsunion sollte auf Zinsniveau und Zinsstruktur den gleichen Effekt ausüben, hier nicht erfüllt zu werden.

⁶ Vgl. Kähler/Korn (1995), S. 75.

Tabelle 4: Regressionsergebnisse zur Erklärung der deutschen Zinsstruktur: Abstand zwischen Rendite 10-jähriger Bundesanleihen und 3-Monats-Zins

Erklärende Variable	Koeffizienten (Standardfehler)				
	„Allgemeine“ Erklärende:				
Rendite 10-jähriger US-Staatsanleihen	0,15 (0,20)	0,09 (0,19)	0,02 (0,19)	0,01 (0,19)	0,09 (0,19)
3-Monats-Zins USA	0,26 (0,22)	0,29 (0,13)	0,39 (0,21)	0,42** (0,21)	0,35 (0,21)
Deutsche Inflationsrate	-0,04 (0,17)	---	---	---	---
Wachstumsrate der Industrieproduktion	-0,02 (0,01)	---	---	---	---
Veränderung DM-Dollar-Kurs	0,01 (0,01)	---	---	---	---
Währungsunions-Proxies:					
ECU-Zinsdifferenz	-0,56* (0,31)	-0,46 (0,28)	-0,31 (0,28)	---	---
Deutsch-französischer Zinsabstand (10 Jahre)	0,49** (0,23)	0,40* (0,20)	---	0,29 (0,20)	---
Nähe zur Währungsunion	0,08* (0,04)	0,07* (0,04)	---	---	0,07* (0,04)
R ² korr.	0,15	0,15	0,05	0,06	0,09
Durbin-Watson	2,07	2,18	1,92	1,89	2,08
Zeitraum	91:12 - 95:06	91:12 - 95:10	91:12 - 95:10	91:12 - 95:10	91:12 - 95:10
	Signifikant auf 10%-Niveau: *, 5%-Niveau: **, 1%-Niveau:***				

Tabelle 5: Regressionsergebnisse zur Erklärung des französisch-deutschen Zinsabstandes (10-jährige Staatsanleihen)

Erklärende Variable	Koeffizienten (Standardfehler)			
<u>„Allgemeine“ Erklärende:</u>				
Abstand zwischen französischer und deutscher Wachstumsrate Industrieproduktion	0,02* (0,01)	0,02* (0,01)	0,02* (0,01)	0,01 (0,01)
Abstand zwischen französischem und deutschem 3-Monats-Zins	0,04 (0,04)	---	---	---
Deutscher 3-Monats-Zins	0,27* (0,14)	0,25* (0,13)	0,21* (0,11)	0,22 (0,14)
Abstand zwischen französischer und deutscher Inflationsrate	0,07 (0,13)	---	---	---
Veränderung DM-Franc-Kurs	0,01 (0,01)	---	---	---
<u>Währungsunions-Proxies:</u>				
ECU-Zinsdifferenz	-0,40* (0,21)	-0,47** (0,20)	-0,46** (0,20)	---
Nähe zur Währungsunion	0,02 (0,03)	0,02 (0,03)	---	0,02 (0,03)
R ² korr.	0,10	0,12	0,13	0,03
Durbin-Watson	2,49	2,39	2,38	2,45
Zeitraum	91:12 - 95:06	91:12 - 95:06	91:12 - 95:06	91:12 - 95:06
	Signifikant auf 10%-Niveau: *, 5%-Niveau: **, 1%-Niveau:***			

Den Ergebnissen der Regressionsanalyse für den französisch-deutschen Zinsabstand kommt gerade zur Klärung der widersprüchlichen Resultate für Zinsniveau und Zinsstruktur eine besondere Bedeutung zu. Wie ausgeführt, beinhaltet dieser Schritt einen Test für die Qualität der Währungsunions-Proxies. Weil eine Währungsunion definitorisch mit einer Zinskonvergenz einhergeht und diese - unter den diskutierten Bedingungen - auch im Vorfeld beobachtbar sein sollte, würde eine fehlende Signifikanz oder ein falsches Vorzeichen grundsätzliche Fragen an der Eignung dieser Variablen aufwerfen.

Die für den französisch-deutschen Zinsabstand durchgeführten Regressionen sind in der Tabelle 5 zusammengefaßt. In diesen Schätzungen erweisen sich auf der Ebene der allgemeinen Rahmendaten der Abstand zwischen den Wachstumsraten der Industrieproduktion beider Länder und der deutsche Geldmarktzinssatz als signifikante Erklärende.

Von den beiden hier in Frage kommenden Währungsunions-Variablen ist die ECU-Zinsdifferenz in allen Spezifikationen signifikant. Dieses Ergebnis entspricht auch dem Resultat des Tests auf zeitgleiche Kausalität im vorangegangenen Abschnitt, wo sich die ECU-Zinsdifferenz auf hohem Signifikanzniveau als kausal zum Zinsabstand erwiesen hat. Das hier ermittelte Vorzeichen entspricht der theoretischen Vorgabe: Wenn die ECU-Zinsdifferenz Zuversicht für einen plangemäßen Start der Währungsunion signalisiert, dann ist auch gleichzeitig eine Tendenz zur Zinskonvergenz zu beobachten. Die naive Variable, die Nähe zur Währungsunion, ist hingegen nicht signifikant. Die Märkte glauben nicht an einen unabänderlichen Fahrplan in die Währungsunion.

Dieses Ergebnis beinhaltet eine Aussage über die Wertigkeit der Währungsunions-Proxies: Während die Nähe zur Währungsunion nicht in erkennbarem Zusammenhang zur deutsch-französischen Zinskonvergenz steht, gilt dies sehr wohl für die ECU-Zinsdifferenz. Weil diese Zinskonvergenz aber definitorisch für die Währungsunion gilt, wird die Eignung der ECU-Zinsdifferenz zur Messung des Währungsunions-Effektes unterstrichen und die Qualität der Variablen Nähe zur Währungsunion in Frage gestellt.

Dieses Ergebnis ist hilfreich, die teilweise widersprüchlichen Resultate zu gewichten. Wenn die ECU-Zinsdifferenz die aussagefähigere Währungsunions-Proxy ist, dann zählt vor allem deren Erklärungsbeitrag für Zinsniveau und -struktur. Das Vorzeichen war in allen diesen Spezifikationen negativ, aber überwiegend insignifikant. Dieses Resultat weist auf die Geltung des optimistischen Szenarios: Die Märkte rechnen - zumindest in der Zeit zwischen Dezember 1991 und Ende 1995 - aus der DM-Perspektive nicht mit einer deutlichen Änderung des langfristigen Kapitalmarktzinses nach Übergang zur Währungsunion. Mit wachsender Maastricht-Zuversicht kommt es zur Annäherung des französischen Zinses an den deutschen Zins und eben nicht zu einer Konvergenz in umgekehrte Richtung.

4.5 VAR-Modelle

Die - auf der Basis von Monatsdaten vorgenommene - Schätzung von statischen Regressionen ohne verzögerte Variablen hat bei der Erklärung von Anpassungsprozessen auf Kapitalmärkten ein starkes Argument für sich: Auf effizienten Kapitalmärkten kann man von einer schnellen Anpassung der Kurse an neue Informationen ausgehen, so daß Zusammenhänge in einer statischen Analyse adäquat untersucht werden können.

Dennoch ist es denkbar, daß einige Zusammenhänge erst in der dynamischen Betrachtung erkennbar werden. Anpassungsprozesse, die in der Realität einige Tage benötigen, können auf der Basis von Monatsdaten noch bei einperiodigen Verzögerungen erkennbar sein. Die oben durchgeführten Granger-Kausalitätstests haben ja für die Zinsstruktur auf einen verzögerten Einfluß der ECU-Zinsdifferenz hingewiesen. Der Vorteil einer dynamischen Analyse in Form einer Schätzung von vektorautoregressiven Systemen (VARs) bietet außerdem Erkenntnismöglichkeiten über die wechselseitigen Beziehungen und die daraus resultierenden dynamischen Verläufe.

Aus diesen Gründen wurde der Einfluß der ECU-Zinsdifferenz auf die drei Zinsvariablen auch im Rahmen von VAR-Modellen überprüft, in welchen auch die wichtigen anderen maßgeblichen Variablen Berücksichtigung gefunden haben. Die Schätzung eines VARs auf Basis der differenzierten Zeitreihen ist nicht ohne weiteres zur Lösung der Integrationsproblematik angemessen. Insofern langfristige Zusammenhänge (Kointegrationsbeziehungen) zwischen Variablen bestehen, sind außer den differenzierten Verzögerten auch Fehlerkorrekturterme zu berücksichtigen.⁷

Zinsniveau, Zinsstruktur und deutsch-französische Zinsabstand wurden jeweils im Rahmen eines VAR-Modells geschätzt. Das Akaike-Informationskriterium, aber auch der ökonomische Hintergrund empfahlen dabei die Berücksichtigung nur einer zurückliegenden Periode. Dabei wurden neben der ECU-Zinsdifferenz jeweils zwei weitere Variablen (sofern vorhanden die beiden signifikanten Größen aus der statischen Regression) in das System aufgenommen. Ein vorgeschalteter Kointegrationstest (Johansen-Verfahren) empfahl in allen drei Fällen die Berücksichtigung eines Fehlerkorrekturterms.

Von besonderem Interesse im Rahmen der VAR-Analyse ist hier der Einfluß der verzögerten Werte der ECU-Zinsdifferenz auf die drei Zins-Variablen. Weder im Fall des deutschen Zinsniveaus noch des deutsch-französischen Zinsabstandes ist die verzögerte ECU-Zinsdifferenz eine signifikante Erklärende. Im Fall der deutschen Zinsstruktur ist diese Größe zwar mit einem negativen Vorzeichen signifikant. Dieses Ergebnis korrespondiert zum Befund des Granger-Kausalitätstest. Die Zerlegung der Prognosevarianz relativiert diesen Befund aber ganz erheblich. Bei

⁷ Zu dieser Vorgehensweise vgl. Harris (1995).

einem Prognosezeitraum von 12 Monaten kommt der ECU-Zinsdifferenz in Relation zu den anderen Variablen die mit Abstand geringste Bedeutung für die Prognosevarianz der deutschen Zinsstruktur zu.

Die VAR-Analyse bringt somit keine neuen Erkenntnisse im Hinblick auf das in der Markt-erwartung dominierende Währungsunions-Szenario. Der geringe Erklärungswert der ECU-Zinsdifferenz in diesem Ansatz für alle drei hier interessierenden Zinsvariablen dürfte mit der schnellen Absorption neuer Informationen bei der Preisbildung zu erklären sein und unterstreicht um so mehr die Bedeutung der in den statischen Regressionen zu Tage getretenen Resultate.

5 Schlußfolgerungen

Ein Einfluß der Währungsunion auf das Niveau der deutschen Kapitalmarktzinsen ist im Zeitraum seit Aushandlung des Maastricht-Vertrags im Dezember 1991 bis Ende 1995 nicht erkennbar. Die Zinsentwicklung in diesem Zeitraum ist voll und ganz im Rahmen der üblichen wichtigen Determinanten (Geldmarktzins, US-Zinsniveau) erklärbar. In bezug auf die deutsche Zinsstruktur weist zwar der schwach signifikant positive Koeffizient der Variable Nähe zur Währungsunion auf die Gültigkeit des pessimistischen Szenarios hin. Die Regressionen für den deutsch-französischen Zinsabstand werfen aber Zweifel an der Eignung dieser Variable auf und empfehlen die ECU-Zinsdifferenz als maßgebliche Währungsunions-Proxy. Die ECU-Zinsdifferenz weist für Zinsniveau und Zinsstruktur übereinstimmend auf die Gültigkeit des optimistischen Szenarios hin.

An den Kapitalmärkten scheint von daher eine optimistische Einschätzung der Euro-Qualität zu dominieren. Insofern ein Zinsanstieg erwartet wird, scheint das Ausmaß dieses Effekts im Vergleich zu den üblichen Schwankungen im Zinszyklus nur als geringfügig eingeschätzt zu werden. Für das Management von DM-Bonds-Portfolios ist die Botschaft: Nach wie vor sind die bekannten zinsbestimmenden Größen wie vor allem das US-Zinsniveau eine wesentlich wichtigere Orientierungsgröße als die Spekulationen um die Europäische Währungsunion.

Dieses Ergebnis kann als Vertrauen der Finanzmärkte in die Funktionsfähigkeit der Maastrichter Stabilitätssicherungen verstanden werden. Für einen entgegen der herrschenden Meinung ausgeprägten Stabilitätspessimisten heißt das aber auch, daß für ihn doppelt Grund zur Vorsicht besteht. Weil noch kein erkennbarer Euro-Risikozuschlag im deutschen Kapitalmarktzins enthalten ist, besteht ein um so größerer Korrekturbedarf, wenn sich etwa wider die derzeit herrschende Erwartung doch eine politisch bedingte Aufweichung der Konvergenzkriterien und eine große Währungsunion abzeichnet.

Die Tatsache, daß die ECU-Zinsdifferenz als Währungsunion-Proxy mehr taugt als die naive Variable Nähe zum Starttermin, legt nahe, daß der Maastricht-Fahrplan im

betrachteten Zeitraum niemals als über jeden Zweifel erhabener Automatismus verstanden worden ist. Gerade am aktuellen Rand weist die ECU-Zinsdifferenz auf eine beachtliche Skepsis in bezug auf einen planmäßigen Start hin.

Literaturverzeichnis

Bofinger, Peter, Stefan Collignon und Erst-Moritz Lipp (1993): „Währungsunion oder Währungschaos?“, Wiesbaden.

Beckmann, Ulrich und Stefan Bielmeier (1995): „Europäische Währungsunion: Belastungsfaktor für den deutschen Rentenmarkt?“, in: DB Research (Hrsg.): Deutschland-Themen, Nr. 165 vom 9. November 1995.

Commerzbank Research (1995): „Die Europäische Währungsunion“, Frankfurt.

Filc, Wolfgang (1992): „Theorie und Empirie des Kapitalmarktzinses“, Stuttgart.

Granger, C.W.J. (1980): „Testing for Causality, A Personal Viewpoint“, in: Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 2, 329-352.

Harris, Richard (1995): „Cointegration Analysis in Econometric Modelling“, London.

Heinemann, Friedrich (1995): „Die Finanzverfassung und Kompetenzausstattung der EU nach Maastricht“, Schriftenreihe des ZEW, Bd. 5, Baden-Baden.

Heinemann, Friedrich und Michael Schröder (1996): ZEW Finanzmarktreport, Sonderausgabe Währungsunion, Mannheim, März 1996.

Kaehler, Jürgen und Olaf Korn (1995): „Wirkungszusammenhänge zwischen Zinsen und makroökonomischer Aktivität“, Schriftenreihe des ZEW, Bd. 2, Baden-Baden.

Anhang

Verwendete Zeitreihen

Zeitreihe	Quelle
Rendite 10jähriger Bundesanleihen	Bundesbank (Datastream)
Deutscher 3-Monats-Zins, FIBOR	OECD (Datastream)
Wachstumsrate deutsche Industrieproduktion, prozentuale Veränderung gegenüber Vorjahresmonat	OECD (Datastream)
Änderung des DM/Dollar-Kursindexes gegenüber vorhergehendem Monat	Bundesbank (Datastream)
Änderung deutscher Frühindikatoren („OECD Composite Leading Indicator“), Veränderung gegenüber vorhergehendem Monat	OECD (Datastream)
Deutsche Inflationsrate, prozentuale Veränderung des CPI gegenüber Vorjahresmonat	OECD (Datastream)
Rendite 10jähriger französischer Staatsanleihen	Bundesbank (Datastream)
Französischer 3-Monats-Zins, PIBOR	OECD (Datastream)
Wachstumsrate französische Industrieproduktion, prozentuale Veränderung gegenüber Vorjahresmonat	OECD (Datastream)
Änderung des DM/Franc-Kursindexes gegenüber vorhergehendem Monat	Bundesbank (Datastream)
Französische Inflationsrate, prozentuale Veränderung des CPI gegenüber Vorjahresmonat	OECD (Datastream)
Änderung französischer Frühindikatoren („OECD Composite Leading Indicator“), Veränderung gegenüber vorhergehendem Monat	OECD (Datastream)
Rendite 10-jähriger US-Staatsanleihen	IMF (Datastream)
3-Monats-Zins USA, US-\$-LIBOR	IMF (Datastream)
ECU-Zinsdifferenz	Paribas (Datastream)