

SFB Discussion Paper No. B-269

Aggregierte Geldnachfrage in Europa

Eine empirische Untersuchung
der Geldmenge M1

von

Katrin Wesche*

Februar 1994

* Institut für Internationale Wirtschaftspolitik
Universität Bonn
Lennéstr. 37
D-53113 Bonn
Fax: 0049-228-739100
Tel: 0049-228-739223

Abstract

The paper investigates the existence of a stable money demand function for four major european countries. Estimation of individual and aggregate money demand functions is performed using the cointegration framework developed by Engle and Granger (1987). The results for aggregate and individual equations are compared with respect to parameter values, explanatory power, and forecasting performance.

JEL Codes: E41, F 36.

Keywords: demand for money, European monetary integration, aggregation.

Mit der Ratifizierung des Maastrichter Vertrages durch alle beteiligten Staaten ist am 1. November 1993 die Europäische Union in Kraft getreten. Damit stehen auch für die Einführung einer gemeinsamen Währung keine rechtlichen Hindernisse mehr im Weg. Das bedeutet aber nicht, daß damit alle Schwierigkeiten bei der Verwirklichung der Wirtschafts- und Währungsunion ausgeräumt sind. Im Maastrichter Vertrag wurde festgelegt, daß nur Staaten, die die Konvergenzkriterien¹ erfüllen, an der Währungsunion teilnehmen können. Diesen Kriterien liegt das Bestreben zugrunde, ein Mindestmaß an ökonomischer Übereinstimmung zu fordern, um einen reibungslosen Übergang zu einer gemeinsamen Währung zu ermöglichen und größere Spannungen zu Beginn der Währungsunion zu vermeiden. Die Erfüllung der Konvergenzkriterien sagt jedoch wenig darüber aus, ob die Grundlagen für eine gemeinsame Geldpolitik gegeben sind.

Sollte die Europäische Zentralbank ähnlich wie die Deutsche Bundesbank ein Geldmengenpolitik betreiben, ist eine stabile Geldnachfragefunktion auf europäischer Ebene dafür Voraussetzung. Die Erfahrungen mit der deutschen Währungsunion 1990 haben gezeigt, daß die Erweiterung des Währungsgebietes erhebliche Probleme bei der Steuerung der Geldmenge verursachen kann². Zum Zeitpunkt der Währungsumstellung waren in der DDR keine verlässlichen Daten über Geldnachfrage und Output vorhanden und vor allem existierte kein funktionsfähiges Bankensystem. Dagegen verfügen in Westeuropa alle Länder über ein gut entwickeltes Bankenwesen und sind relativ homogen, so daß in dieser Hinsicht der Übergang zu einer gemeinsamen Währung leichter vollzogen werden kann. Um in der Anfangsphase der Währungsunion die Nachfrage nach einer gemeinsamen Währung prognostizieren zu können, müssen mit Hilfe der bestehenden nationalen Geldaggregate Erkenntnisse über eine europäische Geldnachfragefunktion gewonnen werden. Es stellt sich die Frage, ob sich eine stabile Nachfragefunktion für ein europäisches Geldmengenaggregat bestimmen läßt, die der Europäischen Zentralbank als Leitlinie bei der Durchführung der Geldpolitik dienen kann.

Die Frage der Existenz einer europäischen Geldnachfragefunktion wurde schon von mehreren Autoren untersucht. Kremers und Lane (1990) finden ein stabiles Aggregat für die am Wechselkursmechanismus teilnehmenden Länder von 1979 bis 1987. Monticelli und Strauß-Kahn (1991)

¹ Die Konvergenzkriterien legen eine Höchstgrenze von 60 % des Bruttoinlandsprodukts für den Schuldenstand und 3 % für das Budgetdefizit des Staates fest. Die Inflationsrate darf maximal 1,5 % und der Zinssatz 2 % über den Werten liegen, die in den drei preisstabilsten Ländern erzielt wurden. Außerdem sollen keine größeren Wechselkursspannungen in den zwei Jahren vor Eintritt in die Währungsunion aufgetreten sein.

² Eine Beschreibung der Auswirkungen der Währungsunion auf die deutsche Geldnachfrage findet sich bei von Hagen (1992).

schätzen eine aggregierte Geldnachfragefunktion für neun EG-Länder. Lane und Poloz (1992) untersuchen die Geldnachfrage in den G7-Ländern und kommen zu dem Schluß, daß sowohl für Deutschland, Frankreich und Italien als auch für diese drei Staaten und Großbritannien eine Kointegrationsbeziehung besteht und die Aggregation somit gerechtfertigt ist. Während die obigen Arbeiten zeigen, daß eine aggregierte Beziehung existiert, soll hier zusätzlich überprüft werden, wie sich die aggregierte Geldnachfrage im Vergleich zu den nationalen Gleichungen verhält.

Im nächsten Kapitel werden kurz die Determinanten der Geldnachfrage erläutert. Das darauf folgende Kapitel stellt die Grundlagen der Kointegration vor. Anschließend werden die Ergebnisse der Schätzungen für die einzelnen Länder sowie für die aggregierte Geldnachfrage präsentiert und die Eigenschaften der Funktionen überprüft.

1 Geldnachfrage

Grundsätzlich läßt sich die Geldnachfrage analog zur Nachfrage nach Konsumgütern ableiten³. Geldhaltung ist von Nutzen, weil Geld Transaktionen vereinfacht oder Liquidität im Falle unvorhergesehener Ausgaben verschafft. Da Nutzenfunktionen in realen Größen definiert werden, sollte auch der Nutzen des Geldes unabhängig von den verwendeten Maßeinheiten sein, d.h. die Geldnachfrage muß homogen vom Grad eins im Preisniveau sein. Nach Friedman (1956) ist die Geldnachfrage als eine mögliche Form der Vermögenshaltung abhängig vom gesamten Vermögen, vom Ertrag des Geldes und von der Ertragsrate alternativer Anlagen. Neben der Geldhaltung werden Schuldtitel (interpretiert als Anspruch auf nominale Zahlungsströme), Anteilswerte (als Anspruch auf Anteile an Erträgen von Unternehmen), physische Güter und Humankapital als Vermögensarten berücksichtigt. Die von Friedman abgeleitete Geldnachfrage hängt vom nominalen Bondzins r_b sowie vom Ertrag der Anteilswerte r_e , der erwarteten Änderungsrate des Preisniveaus P , dem realen Einkommen Y und dem Verhältnis von Humankapital zum Vermögen w ab.

$$\frac{M}{P} = f \left(r_b, r_e, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; Y, w \right) \quad (1)$$

Für die empirische Untersuchung werden einige Vereinfachungen vorgenommen. Das Verhältnis von Humankapital zu Vermögen wird nicht berücksichtigt, weil dafür keine Datenreihen existieren. Geht man davon aus, daß aufgrund von Arbitrage sich die Ertragsraten auf Finanzaktiva im we-

³ Siehe Friedman (1956) und Laidler (1985).

sentlichen parallel entwickeln und die erwartete Preisänderungsrate sich im nominalen Bondzins niederschlägt, so sind r_b , r_e und die Inflationsrate linear abhängig und in der Geldnachfragefunktion muß nur noch ein nominaler Zinssatz berücksichtigt werden. Mit diesen Vereinfachungen und der Annahme einer linear-logarithmischen Form der Geldnachfrage ergibt sich:

$$m = a + b y - \eta i, \quad (2)$$

wobei m die reale Kasse bezeichnet, y das Realeinkommen (in Logarithmen) und i einen kurzfristigen Zinssatz. Für die europäische Geldnachfrage wird die gleiche funktionale Form wie für die Beziehungen auf nationaler Ebene gewählt. Da die Nachfragefunktion nichtlinear ist, kann die aggregierte Gleichung nicht aus den einzelnen Beziehungen hergeleitet werden. Auch wenn für nationale und europäische Geldnachfrage der gleiche Ansatz verwendet wird, handelt es sich letztlich um zwei verschiedene Modelle, die miteinander verglichen werden sollen. Während es vom theoretischen Standpunkt attraktiv wäre, beide Modelle ineinander überführen zu können, kommt es aus praktischer Sicht vor allem darauf an, welches Modell sich hinsichtlich der Erklärung und Prognose der Geldnachfrage besser bewährt, denn Makromodelle können immer nur Annäherungen an die "wahren" Modelle darstellen und man kann nicht davon ausgehen, daß alle zugrundeliegenden Beziehungen korrekt erfaßt wurden.

Als Geldmenge wurde M1 in der Abgrenzung des International Monetary Fund gewählt und mit dem Konsumentenpreisindex deflationiert, y bezeichnet das reale Bruttosozialprodukt in Preisen von 1985 und i einen kurzfristigen, inländischen Zinssatz. Reale Geldmenge und Realeinkommen gehen in logarithmierter Form in die Regressionen ein. Die Schätzungen basieren auf vierteljährlichen Daten von 1970 bis 1992⁴. Die Untersuchung beschränkt sich auf die vier großen EG-Länder Deutschland, Frankreich, Italien und Großbritannien, da diese ca. 80 % des EG-Sozialprodukts stellen und damit den größten Teil der unionsweiten Geldnachfrage verkörpern. Für die aggregierte Geldnachfrage werden zwei verschiedene Abgrenzungen gewählt. Zum einen wird ein Aggregat für die vier großen EG-Länder gebildet (EG 4), außerdem wird ein Aggregat für Deutschland, Frankreich und Italien (EG 3) betrachtet, da Großbritannien nur von 1990 bis 1992 am Wechselkurssystem teilgenommen hat und deshalb vermutlich die finanzielle Integration zwischen Großbritannien und den anderen drei Ländern geringer ist. Da die Daten für Frankreich und Großbritannien statistische Brüche aufgrund von Definitionsänderungen im Bankensektor aufweisen, wurden Dummies in die entsprechenden Regression einbezogen. Auch für die deutsche Währungsunion im Juli 1990

wurde ein Dummy eingesetzt. Diese Dummies wurden auch bei den jeweiligen länderübergreifenden Aggregaten mitregressiert.

2 Kointegration

Für die Untersuchung nichtstationärer Zeitreihen hat sich in der Ökonometrie das Konzept der Kointegration durchgesetzt. Als schwach stationär wird ein stochastischer Prozeß $x(t)$ bezeichnet, der konstante, zeitunabhängige erste und zweite Momente besitzt, d.h.

$$\begin{aligned} E[x(t_i)] &= E[x(t_i + h)] = \mu y_1 < \infty \\ E[(x(t_i))^2] &= E[(x(t_i + h))^2] = \mu y_2 < \infty \\ E[x(t_i)x(t_j)] &= E[x(t_i + h)x(t_j + h)] = \mu y_{ij} < \infty \end{aligned} \quad (3)$$

Integrierte Variable besitzen dagegen Mittelwerte, Varianzen und Kovarianzen, die im Zeitablauf variieren. Solche Zeitreihen akkumulieren vergangene Entwicklungen, d.h. die Entwicklung in der Zukunft hängt von den in der Vergangenheit stattgefundenen Ereignissen ab. Eine Zeitreihe, die keine deterministischen Komponenten besitzt und d -mal differenziert werden muß, um stationär zu werden, wird integriert vom Grad d ($I(d)$) genannt. Während Nichtstationarität auch durch einen Trend dargestellt werden kann, gibt es fundamentale Unterschiede zwischen Zeitreihen, die integriert vom Grad eins sind und Zeitreihen, die stationär um einen linearen, deterministischen Trend sind. Integrierte Zeitreihen werden von ihrer gesamten Vergangenheit beinflusst. Sie besitzen einen stochastischen Trend, der nach einem Schock nicht wieder auf die vorherige Trendlinie zurückkehrt. Bei trendbehafteten Variablen wird dagegen das langfristige Niveau vom Trend bestimmt und die Abweichungen davon bleiben stationär. Falls ein deterministischer Trend vorhanden ist, kann eine Langfristprognose gestellt werden, bei der die Unsicherheit begrenzt bleibt. Bei Differenzenstationarität steigt dagegen die Varianz des Prognosefehlers mit wachsendem Zeithorizont ins Unendliche⁵.

In der Theorie der Kointegration findet die ökonomische Idee des Gleichgewichts ihre ökonomische Entsprechung. Unter einem Gleichgewicht wird dabei ein Zustand verstanden, in dem keine inhärente Tendenz zur Änderung besteht. Eine Vielzahl ökonomischer Theorien postuliert eine gleichgerichtete Entwicklung bestimmter Variablen; Beispiele dafür sind die Kaufkraftparitätä-

⁴ Für Italien lagen Daten über das reale Sozialprodukt für die letzten drei Quartale noch nicht vor.

⁵ Nelson und Plosser (1982).

tentheorie oder die Quantitätsgleichung. Langfristig soll die behauptete Beziehung gelten, kurzfristig können durchaus Abweichungen aufgrund saisonaler Schwankungen und exogener Schocks stattfinden. Diese Abweichungen werden aber in den nächsten Perioden korrigiert, damit man sich der langfristigen Entwicklung wieder annähert. Eine Rückkehr zum Gleichgewicht impliziert, daß die Diskrepanzen zwischen den Variablen nicht ohne Grenzen wachsen können, denn dann wäre die Idee des Gleichgewichts sinnlos.

Auf die Geldnachfrage bezogen bedeutet das

$$m_t - a - b y_t - g i_t = e_t \quad (4)$$

Falls eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung besteht, folgt daraus, daß bei integrierten Variablen eine Linearkombination dieser Variablen existiert, so daß das Residuum e stationär ist. Der Vektor $(a \ b \ g)$, der die Stationarität von e bewirkt, wird als Kointegrationsvektor bezeichnet. Sind mehrere Variablen kointegriert, so kann man sie auch als Fehlerkorrektur-Modell darstellen und umgekehrt⁶.

Eine einfache Möglichkeit, ökonometrisch zwischen langfristiger und kurzfristiger Dynamik zu unterscheiden, bietet das EngleGranger-Verfahren. Zuerst wird eine Kleinst-Quadrate-Schätzung mit den Niveauwerten der Variablen durchgeführt. Falls zwischen den untersuchten Variablen tatsächlich eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung besteht, müssen die Residuen dieser Regression stationär sein, d.h. bei Abweichungen des Systems vom langfristigen Gleichgewichtspfad besteht eine Tendenz, wieder auf diesen Pfad zu gelangen. Da nur die langfristige Beziehung modelliert wurde, befindet sich die gesamte kurzfristige Dynamik damit im Fehlerterm. Dieses Vorgehen ist zulässig, da die Niveaus der Variablen $I(1)$ sind; die ersten Differenzen sind also stationär. Asymptotisch beeinflussen deshalb die ersten Differenzen den Parameterwert der langfristigen Beziehung nicht. Trotz der Vernachlässigung der Dynamik wird der Kointegrationsvektor konsistent geschätzt⁷. In einem zweiten Schritt wird dann die kurzfristige Dynamik durch eine Regression der ersten Differenzen der untersuchten Variablen erfaßt.

$$\Delta m_t = a_1 + a_2 \Delta y_{t-1} + a_3 \Delta i_{t-1} + a_4 e_{t-1} + v_t \quad (5)$$

Der verzögerte Fehlerterm aus der langfristigen Gleichung wird in die dynamische Gleichung einbe-

⁶ Dieser Sachverhalt ist als Granger-Repräsentations-Theorem bekannt, vgl. Engle und Granger (1991).

⁷ Da dieses Ergebnis asymptotisch gilt, kann eine große Zahl von Beobachtungen erforderlich sein, bis die langfristigen Parameter gegen ihre wahren Werte konvergieren. Banerjee et al. (1986) zeigen, daß es noch bei mehr als 100 Beobachtungen zu erheblichen Verzerrungen bei den Schätzwerten für den Kointegrationsvektor kommen kann. Dies ist vor allem dann zu erwarten, wenn R^2 bei der Schätzung niedrig ist.

zogen, da er mißt, wie weit das System vom Gleichgewichtszustand entfernt ist. Damit eine Fehlerkorrektur stattfindet, wird man einen negativen Koeffizienten a_4 erwarten, der gleichzeitig angibt, welcher Anteil der Abweichung vom Gleichgewicht in der nächsten Periode abgebaut wird.

3 Schätzung der nationalen Geldnachfragefunktion

Voraussetzung für die Kointegrationsanalyse ist, daß es sich bei den Variablen um integrierte Variable handelt. Bei einem Großteil ökonomisch relevanter Variablen ist dies vermutlich der Fall, da z.B. von Geldmenge oder Sozialprodukt angenommen werden kann, daß deren Wachstumsraten stationär sind, d.h. die Variable ist integriert vom Grad eins⁸. Beim Zinssatz würde man allerdings davon ausgehen, daß er langfristig einen festen Mittelwert besitzt und damit stationär ist. Empirisch ist aber eine Ablehnung der Nicht-Stationarität in endlichen Stichproben oft nicht möglich, wenn die Zeitreihe einen autoregressiven Parameter nahe eins besitzt. Solche Prozesse werden auch "nearly integrated processes" genannt und verhalten sich in begrenzten Stichproben wie integrierte Prozesse. Banerjee et al. (1993) empfehlen deshalb, fast integrierte Prozesse wie integrierte Prozesse zu behandeln. Selbst wenn der Zins langfristig stationär ist, bleibt die Regression ausgewogen⁹, da mit m und y sowohl auf der rechten als auch auf der linken Seite der Gleichung Variablen stehen, die vom gleichen Integrationsgrad sind.

Um Zeitreihen, die stationär sind, von Zeitreihen mit einem deterministischen Trend zu unterscheiden, wird eine Gleichung geschätzt, die beide Modelle umfaßt.

$$x_t = my + qt + \Gamma x_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Trifft die Nullhypothese zu, daß die Zeitreihe stationär in den ersten Differenzen ist, so ist $r = 1$ und $g = 0$. Zwischen den beiden Modellen kann mit dem Dickey-Fuller-Test unterschieden werden. Unter der Nullhypothese sind allerdings die t-Werte nicht normalverteilt. Bei Anwendung der normalen kritischen Werte würde Stationarität mit Trend zu oft als signifikant angenommen werden. Die korrekten kritischen Werte für die Hypothese $r = 1$ und $g = 0$ sind in Dickey und Fuller (1981) aufgeführt. Die Ergebnisse des Test finden sich in Tabelle 1 im Anhang. Es wurden vier Lags im

⁸ Eine nichtstationäre Zeitreihe ist nicht automatisch integriert vom Grad eins. Damit Integration vorliegt, muß in der Gleichung $x_t = \rho x_{t-1} + u_t$ der Parameter $\rho = 1$ sein. Falls $\rho > 1$, ist x_t nicht I(1), denn dann ist Δx_t nicht stationär (da $\rho - 1 \neq 0$).

⁹ Als ausgewogen wird eine Regression bezeichnet, bei der Regressand und Regressoren (einzeln oder gemeinsam) die gleiche Ordnung der Integration besitzen. Werden zur Erklärung einer I(1)-Variablen nur

Test miteinbezogen, um Autokorrelation im Residuum zu beseitigen. Für die betrachteten Variablen kann die Nullhypothese der Nichtstationarität nicht abgelehnt werden. Eine Ausnahme bildet die italienische Geldmenge, die anscheinend um einen Trend herum stationär ist. Da in diesem Ansatz aber alle Länder gleich behandelt werden sollen, wird auch für Italien die Geldmenge als integrierte Variable betrachtet¹⁰. Als nächstes wird überprüft, ob kein höherer Integrationsgrad vorliegt. Dazu werden die zweiten Differenzen untersucht. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 wiedergegeben. Für alle betrachteten Zeitreihen kann die Nichtstationarität der ersten Differenzen abgelehnt werden.

Nachdem damit festgestellt wurde, daß die Zeitreihen $I(1)$ sind, wird der Kointegrationsvektor geschätzt. Die Gleichungen für die langfristige Geldnachfrage sind in Tabelle 3 aufgelistet. Für Deutschland ist die Einkommenselastizität deutlich größer als eins, für Frankreich und Italien liegt sie dagegen unter eins. Für Großbritannien ist die Geldnachfrage annähernd homogen vom Grad eins. Die Zinselastizität ist für alle Staaten negativ¹¹.

Im nächsten Schritt werden die Residuen auf Stationarität überprüft (Tabelle 4). Nur für Großbritannien kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration nicht abgelehnt werden. Das bedeutet, daß man bei der britischen Geldnachfrage trotz des hohen R^2 und der nach herkömmlichen Maßen signifikanten Koeffizienten keine langfristige Gleichgewichtsbeziehung vorliegt¹². Von einem langfristigen Gleichgewicht kann man nur ausgehen, wenn die Residuen stationär sind, und auch nur dann ist die Regression mit den Niveauwerten zulässig.

Bei der Schätzung der dynamischen Gleichungen wurden zuerst vier verzögerte Terme von Dy und Dm verwendet. Da bei den meisten Schätzungen jedoch nur das Dy der laufenden Periode sowie das um drei und vier Perioden verzögerte Dm signifikant waren, wurden nur diese Terme in die endgültige Regression einbezogen (Tabelle 5). Die Gleichung für Großbritannien ist nur der Vollständigkeit halber aufgeführt. Da die statische Gleichung nicht kointegriert war, ist das Modell

$I(0)$ -Variablen herangezogen, so kann die Gleichung nicht langfristig gelten, da sich Regressor und Regressand im Zeitablauf immer weiter voneinander entfernen.

¹⁰ Engle und Granger (1987) nehmen an, daß sämtliche deterministische Komponenten beseitigt worden sind, bevor die Kointegrationsschätzung durchgeführt wird. Das Konzept kann auch so verallgemeinert werden, daß deterministische Trends zulässig sind. Die Residuen sind dann stationär, wenn der gleiche Kointegrationsvektor, der die Einheitswurzeln eliminiert, auch den Trend beseitigt (Engle und Yoo, 1991).

¹¹ Da in der Langfristbeziehung nicht stationäre Variable regressiert werden, sind die t-Werte nicht normalverteilt und können nicht in herkömmlicher Weise dazu verwendet werden, die Signifikanz der Koeffizienten zu testen.

¹² Bei der Regression von integrierten Zeitreihen wird oft ein hohes R^2 erzielt, auch wenn es sich um statistisch unabhängige Prozesse handelt. Granger und Newbold (1974) sprechen in dem Zusammenhang von

in dieser Form nicht gültig. Zinssatzänderungen üben nur in Deutschland einen signifikanten Einfluß auf die Veränderung der Geldnachfrage aus. Die Fehlerkorrekturterme sind signifikant, in Italien allerdings nur auf dem 10 % Niveau. Die Anpassung an ein neues Gleichgewicht erfolgt am schnellsten in Frankreich mit fast 60 % im Quartal, in Deutschland und Italien ist der Abbau von Ungleichgewichten mit ungefähr 20 % pro Quartal erheblich langsamer.

4 Aggregation

Nachdem die Geldnachfragefunktionen auf nationalem Niveau geschätzt worden sind, wird analog für die europäische Geldnachfrage vorgegangen. Da es sich dabei um ein Aggregat über mehrere Länder mit verschiedenen Währungen handelt, ergeben sich zusätzliche Fragen wie die Wahl eines Wechselkurses, die Abgrenzung der Geldmengen sowie die Bestimmung eines aggregierten Zinssatzes. Bei der Bildung der Geldmengenaggregate ergibt sich das Problem, daß die nationalen Geldmengendefinitionen nicht die Einlagen von Inländern bei ausländischen Banken erfassen, sodaß Addition der Geldmengen zu einem - im Vergleich zu dem Fall einer gemeinsamen Währung - niedrigeren Geldbestand führt. Obwohl Auslandseinlagen in den letzten Jahren hohe Wachstumsraten verzeichnen konnten, bilden sie immer noch einen relativ kleinen Anteil der Finanzanlagen der EG-Bürger¹³ und werden im folgenden vernachlässigt. Es ist außerdem zu erwarten, daß bei Einführung einer gemeinsamen Währung die Haltung von ausländischem Geld für Transaktionszwecke sinken wird, so daß sich diese Effekte teilweise wieder ausgleichen.

Für die Umrechnung von realer Geldmenge und Realeinkommen wurden Kaufkraftparitätskurse der OECD für 1985 verwendet¹⁴. Diese sind definiert als derjenige Faktor, der bewirkt, daß die Preisniveaus in den OECD-Länder gleich sind. Die Umrechnung mit Kaufkraftparitätskursen stellt sicher, daß die Entwicklung des Realeinkommens nur das aggregierte reale Wachstum und keine Wechselkursänderungen widerspiegelt. Bei Verwendung der Kaufkraftparitätskurse werden die Realeinkommen in durchschnittlichen OECDPreisen ausgedrückt. Die Wahl einer bestimmten Währung als Bezugsgröße (hier die Deutsche Mark) hat dann keinen Einfluß auf die Ergebnisse¹⁵.

"spurious regressions". Typischerweise zeigt der Durbin-Watson-Test dabei eine hohe Autokorrelation in den Residuen an.

¹³ Vgl. Jahresbericht 1992 des Ausschusses der Zentralbankpräsidenten, S. 57.

¹⁴ Bei der Umrechnung von deflationierten Größen muß der Kaufkraftparitätskurs für das Basisjahr der Preisindizes verwendet werden, da sonst eine doppelte Deflationierung vorgenommen werden würde.

¹⁵ Bei der Wahl des Kaufkraftparitätskurses stellt sich das Basisjahrproblem. In dem Maß, wie sich in den Ländern die Zusammensetzung der Preisindizes ändert, ändert sich auch das Verhältnis der Kaufkraftparitätskurse zueinander. Bei der Aggregation führt das zu unterschiedlichen Gewichten je nach Wahl des

Auch für die Aggregation der realen Geldmenge wurden Kaufkraftparitätskurse gewählt, denn als Bestimmungsgröße für die Kassenhaltung ist die Kaufkraft des Geldes ausschlaggebend. Da der Kaufkraftparitätskurs konzeptionell einem Sozialproduktsdeflator ähnelt¹⁶, impliziert die Umrechnung mit Kaufkraftparitätskursen eine Deflation mit internationalen Preisen¹⁷. Als Zinssatz für die aggregierte Schätzung kann man entweder einen internationalen Zins, wie z.B. den Eurodollarsatz, oder aber einen Mittelwert aus den Zinssätzen der betrachteten Länder wählen. Hier wurde der aggregierte Zinssatz als gewichteter Durchschnitt der nationalen Zinssätze gebildet, wobei als Gewichte die mit Kaufkraftparitätskursen gebildeten Bruttosozialproduktsanteile des jeweiligen Landes verwendet wurden.

Auch die aggregierten Größen wurden auf I(1) getestet (Tabelle 1 und 2, untere Hälfte). Für die reale Geldmenge m_{EG3} ergibt sich Stationarität um einen Trend. Da die übrigen Zeitreihen aber I(1) sind, wird das Engle-Granger-Verfahren angewendet. Die Hypothese, daß I(2) vorliegt, kann für alle aggregierten Zeitreihen abgelehnt werden. Die Ergebnisse für das langfristige Gleichgewicht sind im mittleren Teil von Tabelle 3 aufgeführt. Für beide Aggregate fallen die Ergebnisse sehr ähnlich aus. Die Einkommenselastizität beträgt 0,88 (EG 4) bzw. 0,85 (EG 3), die Zinselastizität liegt bei -0,01. Überprüfung der Residuen auf Stationarität zeigt, daß für beide Aggregate Kointegration erfüllt ist. Die dynamischen Gleichungen sind in Tabelle 5 (mittlerer Teil) gezeigt. Bis auf den Zinssatz sind alle Koeffizienten signifikant.

Das Ziel ist es nun, nachdem außer im Falle Großbritanniens Kointegrationsbeziehungen festgestellt wurden, die nationalen Nachfragefunktionen mit den Funktionen auf europäischer Ebene zu vergleichen und deren Güte zu überprüfen. Da in der langfristigen Gleichung nichtstationäre Variablen regressiert werden, können allerdings die meisten herkömmlichen Tests nicht angewendet werden. Ersatzweise werden deshalb für die statische Gleichung rekursive Koeffizienten abgebildet (Abb. 1 bis 6). Die Berechnung rekursiver Koeffizienten stellt zwar keinen echten statistischen Test dar, vermittelt aber einen anschaulichen Eindruck von der Stabilität der Koeffizienten. Ausgehend von den ersten k Beobachtungen, wird jeweils eine Beobachtung hinzugefügt und die gleiche Re-

Basisjahres. Gegenüber der Verwendung des laufenden Wechselkurses, was von Periode zu Periode unterschiedliche Gewichte bei der Aggregation der realen Größen bedeuten würde, ist der Kaufkraftparitätskurs vorzuziehen.

¹⁶ Vgl. OECD (1983).

¹⁷ Die nominale Kasse wurde mit dem Konsumentenpreisindex deflationiert, während der Kaufkraftparitätskurs auf dem Bruttosozialprodukts-Deflator basiert. Man kann davon ausgehen, daß die Wahl des Preisindex auf die Ergebnisse keinen erkennbaren Einfluß ausüben wird, da sich breit ausgelegte Preisindizes im allgemeinen parallel entwickeln, s. Laidler (1985).

gression wieder durchgeführt. Herrscht ein stabiler funktionaler Zusammenhang, so sollten sich die Koeffizienten schnell auf einen konstanten Wert hin bewegen. Bereits nach ungefähr einem Drittel des Untersuchungszeitraumes haben alle Koeffizienten einen festen Wert erreicht.

Für die dynamischen Gleichungen wurde die Stabilität anhand eines F-Testes überprüft. Die Daten wurden dazu in den Zeitraum vor und nach Gründung des Europäischen Währungssystems 1979 unterteilt. Die Gleichheit der Koeffizienten in den beiden Teilperioden kann dabei weder für EG 3 ($F_{(7,74)} = 1,25$) noch für EG 4 ($F_{(7,74)} = 0,48$) abgelehnt werden. Der kritische Wert für das 5 % Niveau liegt bei 2,14.

5 Vergleich von aggregierter und disaggregierter Geldnachfrage

Durch die Aggregation mehrerer Gleichungen entsteht ein Informationsverlust, denn anhand der aggregierten kann nicht mehr auf die individuellen Parameter geschlossen werden, es sei denn, die Parameter aller Gleichungen sind identisch. Neben diesem Informationsverlust existiert aber noch eine weitere Konsequenz der Aggregation. Theil (1954) zeigt, daß bei linearer Aggregation mehrerer Gleichungen, die eine ökonomische Beziehung auf individueller Ebene abbilden, die aggregierten Parameter sowohl von den dazugehörigen Mikroparametern als auch von den nicht dazugehörigen Mikroparametern beeinflusst werden¹⁸. Diese Tatsache ist unbefriedigend, denn für die Geldnachfrage würde dies bedeuten, daß beispielsweise die aggregierte Einkommenselastizität nicht unabhängig von den individuellen Zinselastizitäten ist. Der Grund liegt darin, daß durch die Aggregation eine weitere Relation ins Spiel kommt, nämlich das Verhältnis zwischen den nationalen und den aggregierten Variablen. Wenn sich die Anteile der Länder an den aggregierten Größen ändern, wird auch die aggregierte Gleichung gestört, falls nicht alle Länder identische Koeffizienten aufweisen. Selbst wenn die Mikrogleichungen stabil sind, kann die Makrogleichung aufgrund von Änderungen in der Zusammensetzung der aggregierten Variablen instabil werden. Der Einfluß, den die nicht korrespondierenden Parameter auf die aggregierten Parameter ausüben, wird als Aggregationsverzerrung bezeichnet. Theil zeigt, daß sich die Makrokoeffizienten aus dem theoretisch exakten Werten, die den Durchschnitt der korrespondierenden Mikroparameter entsprechen, und der Aggregationsverzerrung zusammensetzen. Obwohl hier keine lineare Aggregation vorliegt und

¹⁸ Die Geldnachfragefunktion auf nationaler Ebene lautet $m_{it} = a_i + b_i y_{it} + \gamma_i i_{it}$ für $i = 1, 2, 3, 4$. In der aggregierten Gleichung $m_t = a + b y_t + \gamma i_t$ werden die α_i (β_i, γ_i) als korrespondierende Mikroparameter zum Makroparameter α (β, γ) bezeichnet.

Theils Ansatz nicht direkt angewendet werden kann, ist ein analoges Vorgehen möglich, indem die Parameter des Makromodells mit dem Durchschnitt der entsprechenden Mikroparameter verglichen werden¹⁹. Die durchschnittlichen Koeffizienten sind im unteren Teil der Tabellen 3 und 5 aufgeführt. Mit Hilfe eines F-Tests wird anschließend überprüft, ob zwischen beiden Koeffizienten signifikante Unterschiede vorhanden sind²⁰. Es ist zu bedenken, daß man hierbei nicht nur die korrekte Aggregation testet, sondern gleichzeitig auch die Unterschiede in der Modellspezifikation überprüft, die durch die nichtlineare Aggregation auftreten. Der F-Test für das Aggregat EG 3 ergibt $F_{(8,80)} = 1,15$ und liegt damit unter dem kritischen Wert von 2,05 für das 5 % Niveau. Die Parameter des aggregierten Modells für Deutschland, Frankreich und Italien unterscheiden sich also nicht signifikant von denen der disaggregierten Gleichungen. Für das Aggregat EG 4 ergibt der Test $F_{(9,79)} = 2,22$. Da der kritische Wert hier bei 2,12 liegt, muß die Gleichheit der Koeffizienten für beide Modelle abgelehnt werden.

Während Theil sich in erster Linie mit der Auswirkung von Aggregation auf die Koeffizienten der aggregierten Beziehung beschäftigt, legen Grunfeld und Griliches (1960) mehr Wert auf den Erklärungsgehalt der Funktion. Theil geht davon aus, daß die Funktion auf individueller Ebene das korrekte Modell darstellt und folglich durch die Aggregation mehrerer Funktionen im allgemeinen Information verloren geht und Verzerrungen auftreten. Wenn man aber nicht mit Sicherheit annehmen kann, daß das Modell auf nationalem Niveau korrekt spezifiziert ist, kann Aggregation auch Vorteile bringen²¹. Entscheidend ist, ob die Fehler, die durch unvollständige Spezifikation der disaggregierten Gleichungen verursacht werden, von dem Fehler, der durch die Aggregation bedingt ist, mehr als aufgewogen werden²². Grunfeld und Griliches (1960) schlagen als Maß für die Abschätzung der Güte einer aggregierten Funktion im Vergleich zu den individuellen Regressionen den multiplen Korrelationskoeffizienten vor. Sie vergleichen das R^2 der aggregierten Funktion mit einem zusammengesetzten R^2 , das als

¹⁹ Siehe Lovell (1973).

²⁰ Dies ist nur im Fall der dynamischen Gleichungen möglich, da bei den Niveaugleichungen wegen der Nichtstationarität der Variablen der F-Test nicht anwendbar ist.

²¹ Es ist damit nicht gemeint, daß bei Aggregation sich die Schätzfehler im Aggregat zumindest teilweise aufheben, sondern daß eine aggregierte Funktion die Entwicklung der abhängigen Variablen besser erklären kann als die Einzelschätzungen gemeinsam.

²² Die beste Lösung wäre natürlich, die Spezifikation der Einzelgleichungen so zu verändern, daß sie korrekt formuliert sind. Das ist in der Praxis aber oft nicht möglich, da entweder die genauen Wirkungsmechanismen nicht bekannt sind oder keine ausreichend exakten Daten für alle Einflußgrößen existieren.

$$R_c^2 = 1 - (S_c^2 / S_m^2) \quad (7)$$

definiert wird, wobei S_c^2 als die Varianz der Summe der Residuen der disaggregierten Gleichungen und S_m^2 als Varianz der aggregierten abhängigen Variablen definiert wird. Da die aggregierte Geldmenge als Logarithmus der Summe der nationalen Geldmengen definiert ist, besteht keine direkte mathematische Beziehung zwischen der aggregierten und den disaggregierten Gleichungen. Für diesen Fall schlagen Grunfeld und Griliches vor, die Residuen zu entlogarithmieren, zu addieren und dann den Logarithmus zu bilden, um auf diese Weise R_c^2 zu berechnen²³. Das aggregierte und das zusammengesetzte R^2 sind in Tabelle 6 aufgeführt. Sowohl für das Aggregat EG 3 als auch für EG 4 kann die aggregierte Gleichung die Entwicklung der europäischen Geldmenge besser als die nationalen Gleichungen erklären. Auffallend ist, daß das aggregierte R^2 für die dynamische Gleichung EG 3 sogar höher ist als alle einzelnen Korrelationskoeffizienten.

Edwards und Orcutt (1969) argumentieren, daß als Kriterium bei der Entscheidung für aggregierte oder individuelle Funktionen nicht der Erklärungswert der Funktion, sondern deren Prognosequalität verwendet werden sollte. Da kein expliziter Zusammenhang zwischen den beiden Kriterien besteht, können Funktionen mit einem höheren Erklärungsgehalt schlechtere Prognoseergebnisse liefern und umgekehrt.

Um die Prognosequalität der Gleichungen zu überprüfen, wurden alle Gleichungen bis Ende 1986 geschätzt. Der Prognosewert für den Zeitpunkt $t+h$ wird dabei wie folgt berechnet:

$$\hat{m}_{t+h} = a_1 + a_2 \Delta \hat{m}_{t+h-3} + a_3 \Delta \hat{m}_{t+h-4} + a_4 \Delta y_{t+h} + a_5 \Delta i_{t+h} + \hat{m}_{t+h-1} \quad (8)$$

Tabelle 7 vergleicht die Güte der Prognosen. Die aggregierte Prognose sowohl für EG 3 als auch für EG 4 übertrifft die Prognosen für die einzelnen Länder an Exaktheit, unabhängig davon, ob man den mittleren quadratischen Prognosefehler oder Theils U zur Beurteilung heranzieht. Vergleicht man jedoch die aggregierte Prognose mit der Summe der Einzelprognosen, so schneidet die Summe der Einzelprognosen etwas - wenn auch nur geringfügig - besser ab. Die Schwächen der Prognose werden durch die Aufspaltung des Prognosefehlers deutlich. Bei den Prognosen für die einzelnen Länder wird ein Großteil des Prognosefehlers durch die Abweichung des Mittelwerts der

²³ Diese Umformung hat zur Folge, daß die gesamte Varianz der abhängigen Variablen nicht mehr analytisch in die durch die disaggregierten Gleichungen erklärte und unerklärte Varianz aufgespalten werden kann. Bei den hier durchgeführten Schätzungen entspricht jedoch die Summe von erklärter und unerklärter Varianz bis auf die dritte Kommastelle der gesamten Varianz, so daß es keinen großen Unterschied macht, ob man R_c^2 so wie Grunfeld und Griliches oder als Verhältnis von erklärter zu unerklärter Varianz definiert.

Prognose von dem Mittelwert der tatsächlichen Entwicklung verursacht. Die aggregierte Prognose besitzt dagegen nur eine geringen Verzerrung, d.h. die Fehler heben sich im Aggregat teilweise wieder auf. Dabei schneidet die aggregierte Geldmenge EG 3 deutlich besser als das Aggregat EG 4 ab. Für Deutschland, Frankreich und Italien sowie für das Aggregat EG 3 werden die prognostizierte Geldnachfrage und die tatsächliche Entwicklung in Abb. 7 - 10 dargestellt. Man sieht, daß bei Deutschland die Entwicklung im Mittel unterschätzt, in Frankreich und Italien dagegen überschätzt wird. Für EG 3 ist sowohl die Prognose anhand der aggregierten Gleichung als auch die Prognose als Summe der Einzelgleichungen dargestellt. Beide entwickeln sich fast identisch.

6 Fazit

Es wurden Geldnachfragefunktionen für vier große EG-Länder sowohl einzeln als auch aggregiert geschätzt und anhand verschiedener Kriterien getestet. Außer im Falle Großbritanniens läßt sich eine stabile langfristige Beziehung zwischen realer Geldmenge, Realeinkommen und Zinssatz nachweisen. Die aggregierten Funktionen zeigen konstante Parameter über den Untersuchungszeitraum. Auch für die dynamischen Schätzungen kann die Gleichheit der Parameter vor und nach 1979 nicht abgelehnt werden. Mit den aggregierten Funktionen ist eine bessere Erklärung der abhängigen Variablen möglich als mit den Einzelgleichungen. Durch die Aggregation entsteht zwar ein Informationsverlust, da die Parameter der nationalen Funktionen unterschiedlich sind. Die Aggregationsverzerrung ist aber zumindest im Falle von Deutschland, Frankreich und Italien gering, denn die Gleichheit der aggregierten und der durchschnittlichen Parameter konnte nicht abgelehnt werden. Diese Tatsache wird auch dadurch bestätigt, daß die Prognosen anhand der einzelnen und anhand der aggregierten Gleichung fast identisch sind.

Diese Ergebnisse lassen den Schluß zu, daß Geldmengensteuerung auf europäischer Ebene prinzipiell möglich ist und die Geldpolitik einer zukünftigen Europäischen Zentralbank sich an einer stabilen europaweiten Geldnachfragefunktion orientieren kann. In dieser Untersuchung wurde gezeigt, daß eine solche Geldnachfragefunktion für die Geldmenge M1 existiert. Da die meisten europäischen Länder zur Zeit Zielwerte für weite Geldmengenabgrenzungen festlegen, wird die Europäische Zentralbank wahrscheinlich ebenfalls ihre Geldpolitik an einer weit gefaßten Geldmenge ausrichten. Es bleibt also zu untersuchen, ob auch für die Geldmenge M3 eine aggregierte Geldnachfragefunktion existiert, die ähnlich gut oder sogar besser als die aggregierte Funktion für M1 abschneidet.

Literatur

- Ausschuß der Präsidenten der Zentralbanken der Mitgliedstaaten der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft** (1993), Jahresbericht 1992.
- Banerjee, Anindya, Juan J. Dolado, John W. Galbraith, and David F. Hendry** (1993), Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, *Oxford University Press*, Oxford.
- Banerjee, Anindya, Juan J. Dolado, David F. Hendry und Gregor W. Smith** (1986), Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, S. 253-277.
- Cuddington, John T.** (1983), Currency Substitution, Capital Mobility and Money Demand, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 2, S. 111-133.
- Dickey, David A. und Wayne A. Fuller** (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, S. 1057-1072.
- Edwards, John B. und Guy H. Orcutt** (1969), Should Aggregation Prior to Estimation Be the Rule?, *Review of Economics and Statistics*, S. 409-420.
- Engle, Robert F. und C.W.J. Granger** (1991), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, in Engle, R.F. und C.W.J. Granger (Hrsg.) *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, S. 81-112.
- Engle, Robert F., C.W.J. Granger und J.J. Hallman** (1991), Merging Short- and Long-Run Forecasts; in Engle, R.F. und C.W.J. Granger (Hrsg.) *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, S. 219-236.
- Friedman, Milton** (1956), The Quantity Theory of Money - A Restatement; in Milton Friedman: *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago, S. 3-21.
- Granger, C.W.J. und P. Newbold** (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, S. 111-120.
- Grunfeld, Yehuda und Zvi Griliches** (1960), Is Aggregation Necessarily Bad?, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 27, S. 1-13.
- Johnston, J.** (1984), *Econometric Methods*, McGraw-Hill, Singapore.
- Kremers, Jeroen J.M. und Timothy D. Lane** (1990), Economic and Monetary Integration and the Aggregate Demand for Money in the EMS, *IMF Staff Papers*, Vol. 37, S. 777-805.
- Laidler, David E.W.** (1985), *The Demand for Money*, Harper & Row, New York.
- Lane, Timothy D. und Stephen S. Poloz** (1992), Currency Substitution and Cross-Border Monetary Aggregation: Evidence from the G-7, *IMF Working Paper No. 92/81*.
- Lovell, C.A. Knox** (1973), A Note on Aggregation Bias and Loss, *Journal of Econometrics* 1, S. 301-311.
- Monticelli, Carlo und Marc-Olivier Strauss-Kahn** (1991), European Integration and the Demand for Money, *Notes d'Etudes et de Recherche No. 16*, Banque de France.
- McKinnon, James G.** (1991), Critical Values for Cointegration Tests, in: R.F. Engle und C.W.J. Granger (Hrsg.), *Readings in Cointegration*, S. 267-276.

Nelson, Charles R. und Charles I. Plosser (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, S. 139-162.

Theil, H. (1954), Linear Aggregation of Economic Relations, *Amsterdam*.

von Hagen, Jürgen (1992), Monetary Union, Money Demand and Money Supply: A Review of the German Monetary Union, *CEPR Discussion Paper No. 719*, London.

Tabelle 1

Test auf I(1)

$$\Delta X_t = a + b t + g X_{t-1} + \sum_{i=1}^4 d_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

<i>X</i>	<i>g</i>	<i>t-Wert</i>	<i>f</i>
<i>m_D</i>	-0,0801	-1,9987	2,3785
<i>m_F</i>	-0,2440	-3,3802	6,2258
<i>m_I</i>	-0,1458	-4,8634	11,8556
<i>m_G</i>	-0,0440	-1,6854	1,8815
<i>y_D</i>	-0,1311	-3,0410	4,6801
<i>y_F</i>	-0,0711	-2,8033	5,3207
<i>y_I</i>	-0,1551	-2,7496	4,6260
<i>y_G</i>	-0,0987	-2,3320	2,8396
<i>i_D</i>	-0,1526	-2,9838	4,5897
<i>i_F</i>	-0,1209	-2,7070	3,6646
<i>i_I</i>	-0,0337	-1,5808	1,6648
<i>i_G</i>	-0,1999	-2,8188	4,2935
<i>m_{EG 3}</i>	-0,1630	-4,7080	11,2584
<i>y_{EG 3}</i>	-0,0597	-1,8050	1,8660
<i>i_{EG 3}</i>	-0,0768	-2,2605	2,5719
<i>m_{EG 4}</i>	-0,0967	-3,0678	4,7101
<i>y_{EG 4}</i>	-0,0685	-1,9182	2,1724
<i>i_{EG 4}</i>	-0,0898	-2,4561	3,0170

Die erweiterte Dickey-Fuller-Regression wurde mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. ϕ bezeichnet den F-Test für die Nullhypothese, daß die Zeitreihen stationär ohne deterministischen Trend sind, d.h. $\beta = \gamma = 0$. Die Verteilung ist in Dikey und Fuller (1981), Tabelle IV, aufgeführt. Der kritische Wert für das 5 % Signifikanzniveau liegt bei 6,49. Die Nullhypothese der Differenz-Stationarität kann für die betrachteten Zeitreihen, mit Ausnahme von *m_I* und *m_{EG 3}*, nicht abgelehnt werden.

Tabelle 2

Test auf I(2)

$$\Delta^2 X_t = a + g\Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^4 d_i \Delta^2 X_{t-i} + v_t$$

<i>X</i>	<i>g</i>	<i>t-Wert</i>	<i>f</i>
<i>m_D</i>	-0,8867	-4,0269	8,1275
<i>m_F</i>	-1,1287	-4,2299	8,9797
<i>m_I</i>	-0,4534	-3,0799	4,8189
<i>m_G</i>	-0,7224	-3,2710	5,3496
<i>y_D</i>	-0,7938	-3,9450	7,9419
<i>y_F</i>	-0,4686	-2,8802	4,2975
<i>y_I</i>	-1,1505	-4,8344	11,6918
<i>y_G</i>	-0,7696	-3,7027	6,8636
<i>i_D</i>	-0,7453	-4,2040	8,9252
<i>i_F</i>	-0,9156	-5,2782	13,9434
<i>i_I</i>	-0,6294	-4,0416	8,1680
<i>i_G</i>	-0,9730	-4,2302	8,9783
<i>m_{EG 3}</i>	-0,6120	-3,4709	6,0235
<i>y_{EG 3}</i>	-0,9292	-3,8774	7,5182
<i>r_{EG 3}</i>	-0,6646	-4,4248	9,8234
<i>m_{EG 4}</i>	-0,6058	-3,1053	4,8215
<i>y_{EG 4}</i>	-0,5093	-4,2179	9,5286
<i>r_{EG 4}</i>	-0,7179	-4,7197	11,1639

Die erweiterte Dickey-Fuller-Regression testet die Stationarität der ersten Differenzen und wurde mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. ϕ bezeichnet den F-Test für die Hypothese, daß die ersten Differenzen stationär sind, d.h. $\alpha = \beta = 0$. Die Verteilung ist bei Dickey und Fuller (1981), Tabelle IV, aufgeführt. Der kritische Wert für das 5 % Niveau beträgt 4,71. Für alle untersuchten Zeitreihen (außer y_F) kann damit von stationären ersten Differenzen ausgegangen werden. Auf dem 10 % Niveau (kritischer Wert 3,86) kann I(2) auch für y_F abgelehnt werden.

Tabelle 3

Statische Gleichungen

$$m_t = c + b \cdot y_t + g \cdot i_t + e_t$$

<i>Land</i>	<i>c</i>	<i>b</i>	<i>g</i>	<i>R</i> ²	<i>DW</i>
Deutschland	-5,2652 (-15,35)	1,4738 (32,11)	-0,0129 (-5,72)	0,96	1,10
Frankreich	2,1415 (6,18)	0,5190 (10,66)	-0,0069 (-4,12)	0,91	1,44
Italien	1,5757 (4,65)	0,6540 (13,36)	-0,0077 (-3,17)	0,68	0,62
Großbritannien	5,4242 (6,19)	0,9722 (7,79)	-0,0197 (-5,51)	0,98	0,41
EG 3	-0,0064 (-0,11)	0,8452 (11,74)	-0,0100 (-4,48)	0,91	1,24
EG 4	-0,3572 (-0,46)	0,8828 (9,50)	-0,0108 (-4,56)	0,96	1,10
Ø EG 3	-1,5480	0,8823	-0,0092		
Ø EG 4	3,8762	0,9048	-0,0118		

Die t-Werte stehen in Klammern unter den geschätzten Koeffizienten. Es wurde jeweils ein Dummy einbezogen bei den Schätzungen für Deutschland (Währungsunion Juni 1992), für Frankreich (Neudefinition im Bankenwesen 1977) und für Großbritannien (Änderung der Abgrenzung des Bankensektors 1987). Ø EG 3 und Ø EG 4 bezeichnen die theoretisch abgeleiteten aggregierten Koeffizienten, die als Durchschnitte der nationalen Koeffizienten gebildet werden (s. Theil, 1956). Vor der Regression wurden *m* und *y* mit Kaufkraftparitäts-Kursen in DM umgerechnet, damit die Einheiten vergleichbar sind. Da die Nachfragefunktion logarithmisch ist, hat die Umrechnung nur Einfluß auf die Konstante.

Tabelle 4

Der Engle-Granger-Test auf Kointegration überprüft, ob die Residuen der langfristigen Beziehung stationär sind.

$$\Delta e_t = \Gamma e_{t-1} + w_t$$

<i>Land</i>	Γ	<i>t-Wert</i>	<i>DW</i>
Deutschland	-0,5565	-5,62	2,21
Frankreich	-0,7404	-7,38	2,23
Italien	-0,3946	-5,42	2,37
Großbritannien	-0,2083	-3,25	1,97
EG 3	-0,6484	-6,63	2,26
EG 4	-0,5730	-6,03	2,27

Der kritische Wert beträgt nach McKinnon (1991) -3,84 für das 5 % Niveau. Die Nullhypothese, daß keine Kointegration besteht, kann für Deutschland, Frankreich und Italien abgelehnt werden. Für die britische Geldnachfrage ergibt sich keine Kointegration. Bei beiden EG-Aggregaten kann man davon ausgehen, daß Kointegration vorliegt. DW bezeichnet den Durbin-Watson-Test auf Korrelation erster Ordnung in den Residuen.

Tabelle 5

Dynamische Gleichungen

$$\Delta m_t = a_1 + a_2 \Delta m_{t-3} + a_3 \Delta m_{t-4} + a_4 \Delta y_t + a_5 \Delta i_t + a_6 \epsilon_{t-1} + v_t$$

	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	R^2	h
Deutschland	0,0007 (0,24)	-0,1642 (-2,85)	0,6795 (10,84)	0,5717 (2,32)	-0,0098 (-4,07)	-0,1988 (-3,52)	0,82	2,24
Frankreich	-0,0005 (-0,14)	-0,1246 (-1,74)	0,4774 (6,69)	0,6389 (1,54)	0,0001 (0,05)	-0,5920 (-7,87)	0,68	-0,32
Italien	-0,0010 (-0,34)	-0,1272 (-2,66)	0,7963 (15,35)	0,4198 (2,07)	-0,0063 (-1,74)	-0,1851 (-1,86)	0,84	2,17
Großbritannien	0,0032 (0,82)	-0,0411 (-0,91)	0,1099 (2,35)	0,5264 (1,72)	-0,0017 (-0,64)	-0,1311 (-2,85)	0,82	-0,15
EG 3	-0,0030 (-1,17)	-0,1632 (-3,67)	0,7056 (14,01)	0,8408 (3,18)	-0,0020 (-0,76)	-0,3086 (-6,32)	0,89	1,58
EG 4	-0,0005 (-0,19)	-0,1909 (-3,44)	0,5795 (9,73)	0,6278 (1,98)	0,0013 (0,42)	-0,3798 (-6,34)	0,80	1,18
Ø EG 3	-0,0008	-0,1387	0,6511	0,5435	-0,0053	-0,3253		
Ø EG 4	0,0024	-0,1143	0,5158	0,5392	-0,0044	-0,2768		

Die t-Werte sind in Klammern angegeben, h bezeichnet Durbin's h Statistik für Autokorrelation erster Ordnung. Ø EG 3 und Ø EG 4 stellen die theoretisch abgeleiteten aggregierten Koeffizienten dar, die als Durchschnitte der nationalen Koeffizienten gebildet werden (s. Theil, 1956).

Tabelle 6Multiple Korrelationskoeffizienten (R^2)

<i>Land</i>	<i>statisch</i>	<i>dynamisch</i>
Deutschland	0,9657	0,8329
Frankreich	0,9144	0,7018
Italien	0,6847	0,8537
Großbritannien	0,9762	0,8301
EG 3 R_c^2	0,8597	0,7877
EG 3 R^2	0,9146	0,8955
EG 4 R_c^2	0,9598	0,7723
EG 4 R^2	0,9665	0,8142

In der Tabelle sind die multiplen Korrelationskoeffizienten für die statische und die dynamische Gleichung aufgeführt. Für die Aggregate EG 3 und EG 4 ist R^2 der multiple Korrelationskoeffizient für die aggregierte Schätzung, R_c^2 gibt den Erklärungswert der Summe der disaggregierten Schätzungen an. Für die Berechnung von R_c^2 werden die Schätzwerte für die nationale Geldnachfrage entlogarithmiert, addiert und wieder logarithmiert. R_c^2 wird als Verhältnis von erklärter Varianz zu unerklärter Varianz gebildet.

Tabelle 7

$$\hat{m}_{t+h} = a_1 + a_2 \Delta \hat{m}_{t+h-3} + a_3 \Delta \hat{m}_{t+h-4} + a_4 \Delta y_{t+h} + a_5 \Delta i_{t+h} + \hat{m}_{t+h-1}$$

	<i>Deutschland</i>	<i>Frankreich</i>	<i>Italien</i>	<i>Großbritannien</i>	<i>EG 3 Summe</i>	<i>EG 3 Aggregat</i>	<i>EG 4 Summe</i>	<i>EG 4 Aggregat</i>
RMSE	0,1164	0,0614	0,0648	0,2414	0,0240	0,0252	0,0665	0,0628
Theils U	0,0421	0,0206	0,0186	0,0692	0,0017	0,0017	0,0044	0,0041
U ^M	0,85	0,54	0,73	0,51	0,05	0,02	0,38	0,44
U ^R	0,00	0,12	0,03	0,44	0,10	0,14	0,23	0,18
U ^D	0,15	0,34	0,24	0,05	0,85	0,84	0,39	0,38

Die Gleichungen wurden bis 1986/4 geschätzt und als statische Prognosen bis 1992/4 prognostiziert. Für die statistischen Brüche in der Geldnachfrage wurde eine Korrektur vorgenommen. Die Tabelle enthält Kennzahlen für den Vergleich von Prognose und tatsächlicher Entwicklung. RMSE bezeichnet den mittleren quadratischen Prognosefehler. Theils U gibt an, wie gut die Prognose die tatsächliche Entwicklung nachzeichnet. Es kann Werte zwischen Null (komplette Übereinstimmung) und eins (die Zeitreihen entwickeln sich genau entgegengesetzt) annehmen. Der mittlere quadratische Fehler kann in drei Komponenten U^M, U^R und U^D aufgespalten werden. Regressiert man die tatsächlichen Werte T auf die prognostizierten Werte P $T_t = \alpha + \beta P_t$, so wird U^M Null, wenn $\alpha = 0$ und gibt damit an, um wieviel der Mittelwert der prognostizierten Zeitreihe vom tatsächlichen Mittelwert abweicht. U^R ist Null, wenn $\beta = 1$ ist. U^D ist die Varianz des Residuums der obigen Schätzung. Idealerweise sollten die Prognosefehler nur aus unerklärter Varianz bestehen, da U^M und U^R auf systematische Vorhersagefehler hinweisen.

Daten

- m Bargeld außerhalb des Bankensektors und Sichteinlagen (ohne Staat) (IFS Zeile 34), nicht saisonbereinigt, Periodenendwerte, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex (IFS, Zeile 64).
- y Bruttozialprodukt (IFS Zeile 99a.r) für Deutschland, Bruttoinlandsprodukt (IFS Zeile 99b.r) für Frankreich, Italien und Großbritannien in Preisen von 1985, saisonbereinigte Quartalswerte.
- i Geldmarktzins (IFS Zeile 60b) für Deutschland und Frankreich, Zins für kurzfristige Staatspapiere (IFS Zeile 61b) für Italien, Zins auf kurzfristige Schatzwechsel (IFS Zeile 60c) für Großbritannien, Periodendurchschnitte, Prozent p.A.

Für die Aggregate wurden reale Geldmenge und Realeinkommen mit den Kaufkraftparitätskursen für 1985 (OECD, National Accounts 1985) in DM umgerechnet. Der aggregierte Zins wurde als gewichteter Durchschnitt der nationalen Zinssätze gebildet. Als Gewichte wurden die Anteile der einzelnen Länder am gemeinschaftlichen Sozialprodukts verwendet.