

## Gesamtwirtschaftliche Liquidität als Orientierungsgröße der Geldpolitik

Von Eberhard Scholing und Vincenz Timmermann\*, Hamburg

In der aktuellen Diskussion um eine geeignete Orientierungsgröße für die Geldpolitik begegnet die Deutsche Bundesbank dem Vorwurf, sie plädiere zu einseitig für die Geldmenge  $M3$ , mit dem Hinweis, sie beobachte selbstverständlich nicht nur deren Veränderung; schon wegen der hohen Volatilität von  $M3$ , vor allem im kurzfristigen Bereich, ziehe sie „ein weites Spektrum finanzieller und realer Indikatoren zur Urteilsfindung heran“<sup>1</sup>. Auch in ihren jüngeren Monatsberichten verweist die Deutsche Bundesbank darauf, daß sie die „Liquiditätsversorgung der Wirtschaft“ beobachte, die „monetäre Lage“, die „monetäre Grundtendenz“ und die „Liquiditätsausstattung der Wirtschaft“<sup>2</sup>.

Diese Hinweise auf die allgemeine Liquidität der Volkswirtschaft erinnern sehr stark an ein Konzept, das bereits in der geldpolitischen Diskussion der 60er und frühen 70er Jahre eine große Rolle gespielt hat. Es handelt sich dabei um das umfassende Liquiditätskonzept des Radcliffe-Reports.<sup>3</sup> Dieses Liquiditätskonzept wurde damals vor allem wegen seiner Unschärfe kritisiert.<sup>4</sup> Für die praktische Geldpolitik benötigt man – insbesondere mit Blick auf das Informationsbedürfnis der Öffentlichkeit – quantitativ eindeutige Größen. Diesem Bedürfnis kamen das neue, monetaristische Paradigma und das enge Geldkonzept seiner Verfechter so sehr entgegen, daß die Diskussion aus theoretischen, empirischen und

---

\* Die Verfasser danken einem anonymen Gutachter für wertvolle Anregungen.

<sup>1</sup> *Deutsche Bundesbank*, Geschäftsbericht 1995, Frankfurt a. M. 1996, S. 86 f.

<sup>2</sup> Vgl. z.B. die Monatsberichte Januar 1996, S. 29, Mai 1996, S. 21, Juni 1996, S. 12, August 1996, S. 19 u. 24.

<sup>3</sup> „Though we do not regard the supply of money as an unimportant quantity, we view it as only part of the wider structure of liquidity in the economy. It is the whole liquidity position that is relevant to spending decisions... A decision to spend depends not simply on whether the would-be spender has cash or money in the bank.“ (*Committee on the Working of the Monetary System*, Report presented to Parliament by the Chancellor of the Exchequer, London 1959, S. 133.)

<sup>4</sup> Zu dieser Diskussion vgl. z.B. V. Timmermann, *Lieferantenkredit und Geldpolitik*, Berlin 1971, S. 26 ff.

nicht zuletzt auch aus pragmatischen Gründen sehr bald zugunsten eindeutig und scharf definierter Aggregate, wie der Bankenliquidität seitens der Keynesianer und unterschiedlich definierter Geldmengen von seiten der Monetaristen, entschieden wurde.

Mit der Lockerung der monetaristischen Position Mitte der 80er Jahre taucht die alte Streitfrage wieder auf: Die Inflation mag ja ein monetäres Phänomen sein – aber reicht die Beobachtung der Geldmenge aus, die Inflationsrate zu kontrollieren, oder braucht man nicht doch ein weiter gefaßtes Konzept, wie etwa die gesamtwirtschaftliche Liquidität? Dieser Frage soll im folgenden nachgegangen werden.<sup>5</sup>

Der hier vorgeschlagene Ansatz stellt den Versuch dar, ein Liquiditätskonzept zu entwickeln, das weiter gefaßt ist als die herkömmlichen Geldmengenaggregate und dennoch so operabel, daß es als Orientierungsgröße der Geldpolitik dienen kann. Ausgangspunkt ist die Überlegung, daß die „Gesamtwirtschaftliche Liquidität“ etwas nicht direkt Beobachtbares ist. Was wir aber beobachten und messen können, sind bestimmte Ausprägungen der gesamtwirtschaftlichen Liquidität. Dieser Vorstellung folgend, wird hier ein Latent-Variablen-Modell entwickelt, das die Zusammenhänge zwischen beobachtbaren und nicht direkt beobachtbaren Größen abbildet.<sup>6</sup>

## I. Das MIMIC-Modell und die Hypothesen

Für die Operationalisierung der gesamtwirtschaftlichen Liquidität verwenden wir das sogenannte MIMIC (*Multiple Indicator Multiple Cause*)-Modell, einen Ansatz, der auf Zellner<sup>7</sup>, Hauser und Goldberger<sup>8</sup> zurück-

<sup>5</sup> Zu alternativen Ansätzen, die Liquidität zu messen, vgl. z.B. O. Issing, K.-H. Tödter, H. Herrmann und H.-E. Reimers, Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und M3 – ein Vergleich, in: Kredit und Kapital, Jg. 26 (1993), S. 1 ff.; J. W. Krämer, Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als herkömmliche Geldmengen?, in: Kredit und Kapital, Jg. 29 (1996), S. 345 ff.

<sup>6</sup> Zu früheren Versuchen, nicht direkt beobachtbare ökonomische Größen, wie „Humankapital“, „Internationale Wettbewerbsfähigkeit“, „Technischer Fortschritt“, mit Hilfe eines Latent-Variablen-Modells operabel zu machen, vgl. E. Scholing und V. Timmermann, Why LDC-Growth Rates Differ: Measuring 'Unmeasurable' Influences, in: World Development, Vol. 16 (1988), S. 1271 ff.; Dieselben, Ein Versuch zur ökonomischen Erklärung des technischen Fortschritts, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Vol. 131 (1995), S. 39 ff.

<sup>7</sup> Vgl. A. Zellner, Estimation of Regression Relationships Containing Unobservable Independent Variables, in: International Economic Review, Vol. 11 (1970), S. 441 ff.

geht. In dem von uns entwickelten Ansatz wird die Größe „Gesamtwirtschaftliche Liquidität“ als eine latente Variable aufgefaßt. Diese Variable wird von zwei Seiten bestimmt, von der Eingangs-Seite von sog. Input-Indikatoren und von der Ausgangs-Seite von sog. Output-Indikatoren.<sup>9</sup> Die kausale Struktur dieses Ansatzes läßt sich durch das folgende Pfeilschema veranschaulichen.

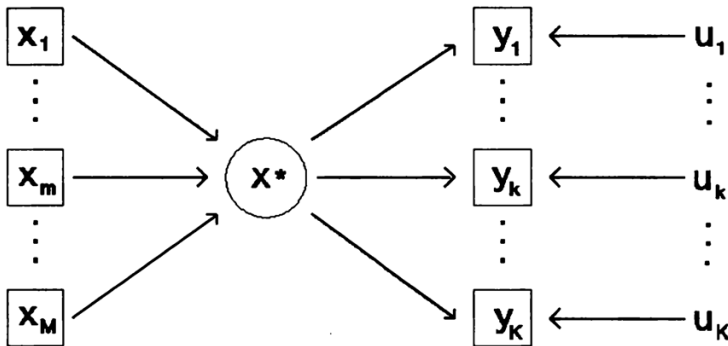


Abb. 1: Kausale Struktur des MIMIC-Modells

Die latente Variable „Gesamtwirtschaftliche Liquidität“ ( $x^*$ ) erscheint hier als intervenierende Variable zwischen den Input-Indikatoren  $x_m$  ( $m = 1, \dots, M$ ) und den Output-Indikatoren  $y_k$  ( $k = 1, \dots, K$ ). Es wird dabei angenommen, daß die  $y_k$  stochastisch gestört von  $x^*$  abhängen, wobei die  $u_k$  die Störkomponenten (Residuen) darstellen.

Formal läßt sich das MIMIC-Modell durch folgende Gleichungen darstellen:

$$(1) \quad x^* = \alpha' x$$

$$(2) \quad y = \beta x^* + u$$

Darin ist  $x^*$  die skalare latente Variable,  $x = [x_1, \dots, x_M]'$  der Vektor der Input-Indikatoren,  $y = [y_1, \dots, y_K]'$  der Vektor der Output-Indikato-

<sup>8</sup> Vgl. R. M. Hauser und A. S. Goldberger, The Treatment of Unobservable Variables in Path Analysis, in: H. L. Costner (ed.), Sociological Methodology 1971, San Francisco 1971, S. 81 ff.

<sup>9</sup> Zu einem ähnlichen Versuch, Liquidität zu operationalisieren, vgl. A. Spanos, Liquidity as a Latent Variable: An Application of the MIMIC-Model, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 46 (1984), S. 125 ff.

ren und  $u = [u_1, \dots, u_K]'$  der Vektor der Residuen;  $\alpha = [\alpha_1, \dots, \alpha_M]'$  und  $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_K]'$  sind die Koeffizientenvektoren des Systems. Für die Variablen  $x_m$  und  $u_k$  wird angenommen, daß sie Erwartungswerte von Null haben und nicht miteinander korreliert sind ( $E(xu') = 0$ ).

Gleichung (1) definiert die Variable  $x^*$  als exakte lineare Funktion der Input-Indikatoren  $x_m$ .<sup>10</sup> Das Gleichungssystem (2) beschreibt den Zusammenhang zwischen  $x^*$  und den Output-Indikatoren. Dabei hängt jeder Output-Indikator  $y_k$  von zwei Komponenten ab, der allen Indikatoren gemeinsamen Komponente  $x^*$  und einer spezifischen Komponente  $u_k$ .

Setzt man (1) in (2) ein, so erhält man die reduzierte Form des Modells, in der die Indikatoren  $y_k$  als Funktionen der Indikatoren  $x_m$  und der Residuen  $u_k$  erscheinen:

$$(3) \quad y = \beta \alpha' x + u = \Pi' x + u$$

mit der Koeffizientenmatrix

$$(4) \quad \Pi' = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \dots & \pi_{1M} \\ \vdots & & \vdots \\ \pi_{K1} & \dots & \pi_{KM} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \alpha_1 & \dots & \beta_1 \alpha_M \\ \vdots & & \vdots \\ \beta_K \alpha_1 & \dots & \beta_K \alpha_M \end{bmatrix} = \beta \alpha'.$$

Gleichung (3) wäre auch erfüllt, wenn man den Vektor  $\beta$  mit einem beliebigen Skalar  $h$  und den Vektor  $\alpha'$  mit  $(1/h)$  multiplizierte. Um diese Unbestimmtheit zu beseitigen, wird für die latente Variable  $x^*$  angenommen, daß ihre Varianz gleich Eins ist.<sup>11</sup>

$$(5) \quad E(x^* x^*) = \alpha' E(x x') \alpha = 1.$$

Wie man in (4) sieht, sind die Spalten (und Zeilen) der Koeffizientenmatrix  $\Pi$  proportional zueinander;  $\Pi$  hat also den Rang Eins.

Die  $q = KM$  Elemente von  $\Pi$  werden ausgedrückt durch  $p = K + M - 1$  freie Strukturparameter:  $K$  Elemente von  $\beta$ ,  $M$  Elemente von  $\alpha$ , minus 1 Freiheitsgrad für die Normierung. Da  $q \geq p$  ist, ist das

<sup>10</sup> Man könnte die Gleichung (1) auch mit einem Störterm  $\varepsilon$  ansetzen:  $x^* = \alpha' x + \varepsilon$ . Dann wären allerdings nicht mehr alle Parameter des Modells identifizierbar. Um dennoch Identifizierbarkeit zu erreichen, wird üblicherweise angenommen, daß die  $u_k$  untereinander und mit  $\varepsilon$  unkorreliert sind, eine Annahme, die im vorliegenden Falle jedoch zu restriktiv erscheint.

<sup>11</sup> Mit dieser Normierung sind die Koeffizientenvektoren  $\alpha$  und  $\beta$  bis auf eine Multiplikation mit  $-1$  bestimmt.



Modell immer identifiziert: bei  $K = 1$  oder  $M = 1$  ist es genau identifiziert, bei  $K, M > 1$  ist es überidentifiziert, wobei die Werte der Elemente von  $\Pi$  durch  $q - p = KM - (K + M) + 1$  überidentifizierende Restriktionen beschränkt werden. Die Annahme einer latenten intervenierenden Variable ( $K, M > 1$ ) beinhaltet somit die Hypothese, daß die den Modellparametern auferlegten überidentifizierenden Restriktionen richtig sind, eine Hypothese, die im Rahmen der folgenden empirischen Analyse zu überprüfen sein wird.

## II. Der empirische Ansatz

Das hier verwendete Modell zur Operationalisierung der „Gesamtwirtschaftlichen Liquidität“ läßt Raum für ein weit gefaßtes Liquiditätskonzept. Die zur Operationalisierung dieses Konzepts herangezogenen Output-Indikatoren beziehen sich auf die folgenden monetären Aggregate:

- $y_1$  Bargeldumlauf und Sichteinlagen ( $M1$ )
- $y_2$  Termingelder bis unter 4 Jahren ( $M2 - M1$ )
- $y_3$  Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist ( $M3 - M2$ )
- $y_4$  Spareinlagen mit Kündigungsfrist von mehr als 3 Monaten
- $y_5$  Inhaberschuldverschreibungen im Umlauf

Es handelt sich dabei um fünf Forderungstitel des Nichtbankensektors, die sich nach der Zahlungsmittelnähe in ihrem Liquiditätsgrad unterscheiden.

Als Input-Indikatoren kommen verschiedene Größen in Betracht. Aus dem Spektrum möglicher Variablen werden hier exemplarisch vier Indikatoren ausgewählt, die die Lage an unterschiedlichen volkswirtschaftlichen Kreditmärkten beschreiben:

- $x_1$  Geldmarktsatz am Frankfurter Bankplatz (Monatsgeld)
- $x_2$  Differenz zwischen dem Zinssatz für Kontokorrentkredite (1 bis unter 5 Mill. DM) und dem Diskontsatz der Deutschen Bundesbank
- $x_3$  Rendite festverzinslicher Wertpapiere (Umlaufrendite)
- $x_4$  Geldmarktsatz im Ausland (New Yorker Emissionssatz für 3-Monats-Schatzwechsel)

Diese Zinssätze spiegeln die Bedingungen an den Geld-, Kredit- und Kapitalmärkten sowie die Refinanzierungsbedingungen der Banken und anderer Finanzierungsinstitute wider.

Die  $x$ -Indikatoren werden als *absolute* Veränderungen, die  $y$ -Indikatoren als *relative* Veränderungen gegenüber dem jeweiligen Quartal des Vorjahres gemessen. Die Quartalsdaten sind nicht-saisonbereinigte Werte für den Zeitraum vom 1. Quartal 1974 bis zum 4. Quartal 1995.<sup>12</sup>

### III. Empirische Ergebnisse

MIMIC-Modelle können mit verschiedenen Verfahren geschätzt werden. Wir haben hier mit zwei Verfahren gearbeitet: einem gewöhnlichen Kleinst-Quadrat-Verfahren und einem (weniger restriktiven) Maximum-Likelihood-Verfahren. Dabei hat sich herausgestellt, daß die Schätzergebnisse nur geringfügig voneinander abweichen. Im folgenden werden nur die Ergebnisse der ML-Schätzung diskutiert.<sup>13</sup>

Im ersten Schritt der empirischen Analyse wird geprüft, ob die Daten mit der Existenz einer intervenierenden latenten Variable vereinbar sind. Im Rahmen eines MIMIC-Modells geschieht das, indem die Koeffizientenmatrix  $\Pi$  der reduzierten Form mit Hilfe eines Likelihood-Verhältnis-Tests auf Proportionalität getestet wird; dabei testet man die Nullhypothese  $H_0: \Pi = \alpha\beta'$  gegen die Alternativhypothese  $H_1: \Pi \neq \alpha\beta'$ . Die Prüfstatistik dieses Tests,

$$(6) \quad (T - 1) \ln[\det(\hat{\Omega})/\det(S)],$$

ist asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt mit  $KM - (K + M) + 1 = 12$  Freiheitsgraden, der Anzahl der Restriktionen.

Dabei bedeutet  $\hat{\Omega} = (Y - Xab')'(Y - Xab')$  die Kovarianzmatrix der Residuen der *restringierten* und  $S = (Y - XP)'(Y - XP)$  die Kovarianzmatrix der Residuen der *unrestringierten* Schätzung der reduzierten Form.<sup>14</sup>

<sup>12</sup> Wegen des Bruchs in den Zeitreihen als Folge der deutschen Währungsunion wurde das Modell ohne die 4 Quartalswerte 1990:3 - 1991:2 geschätzt. Alle hier verwendeten Daten stammen von der Deutschen Bundesbank. Wir danken Hans-Jürgen Siegmund, Lothar Irrek und Kai-Uwe Wäbs von der Landeszentralbank in Hamburg sowie Uwe Westphal von der Universität Hamburg für die Bereitstellung des Datenmaterials in EDV-lesbarer Form.

<sup>13</sup> Zu beiden Schätzverfahren vgl. Anhang.

<sup>14</sup> Zur Begründung dieses Tests vgl. z. B. G. Hansen, Quantitative Wirtschaftsforschung, München 1993, S. 426 f.

Für das geschätzte Modell ergibt sich bei 12 Freiheitsgraden ein  $\chi^2$ -Wert von 13,5; die Nullhypothese, daß Proportionalität besteht, kann somit selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 30 Prozent nicht verworfen werden. Das spricht für die Existenz einer latenten Variable und damit für die Ausgangsvermutung, daß der Zusammenhang zwischen den Input- und den Output-Indikatoren durch eine intervenierende Variable „vermittelt“ wird.<sup>15</sup>

*Tabelle 1*  
**Parameterschätzwerte des MIMIC-Modells**

$[a_m^+] \setminus [b_k^+]$	$y_1$ [0,593]	$y_2$ [-0,728]	$y_3$ [0,764]	$y_4$ [0,525]	$y_5$ [-0,435]
$x_1$ [-0,864]	-0,512 (0,106)	0,629 (0,120)	-0,660 (0,124)	-0,453 (0,099)	0,376 (0,092)
$x_2$ [-0,428]	-0,254 (0,090)	0,312 (0,110)	-0,327 (0,115)	-0,225 (0,080)	0,186 (0,067)
$x_3$ [-0,173]	-0,103 (0,120)	0,127 (0,144)	-0,133 (0,150)	-0,091 (0,109)	0,076 (0,094)
$x_4$ [0,643]	0,381 (0,108)	-0,468 (0,114)	0,491 (0,115)	0,338 (0,106)	-0,280 (0,103)
$R^2$	0,35	0,53	0,58	0,28	0,19

$x_1$ : Geldmarktsatz (Inland)

$x_2$ : Kontokorrentsatz ./ Diskontsatz

$x_3$ : Umlaufrendite

$x_4$ : Geldmarktsatz (Ausland)

$y_1$ :  $M1$

$y_2$ :  $M2 - M1$

$y_3$ :  $M3 - M2$

$y_4$ : Spareinlagen (> 3 Monate)

$y_5$ : Inhaberschuldverschreibungen

In *Tabelle 1* sind die Ergebnisse der Parameterschätzung zusammengestellt. Die Werte in eckigen Klammern sind die geschätzten Koeffizienten der Strukturgleichungen (1) und (2); in der Kopfspalte stehen die Schätzungen  $a_m^+$  der  $\alpha_m$ , in der Kopfzeile die Schätzungen  $b_k^+$  der  $\beta_k$ ; im Tabellenrumpf stehen die geschätzten Koeffizienten  $\hat{\pi}_{mk}^+ = a_m^+ b_k^+$  der reduzierten Form und in runden Klammern darunter ihre Standardfehler. Alle Koeffizienten sind wie Beta-Koeffizienten der Regressionsrechnung standardisiert. Der Koeffizient  $\hat{\pi}_{mk}^+$  gibt also an, um wie viele Standardabweichungen sich die Variable  $y_k$  ändert, wenn die Variable  $x_m$  ceteris paribus um eine Standardabweichung verändert wird. Durch die Standardi-

<sup>15</sup> Bei Annahme der Nullhypothese ist dieser Test mit Vorsicht zu interpretieren, da man die Wahrscheinlichkeit einer fälschlichen Entscheidung für  $H_0$  (Fehler 2. Art) nicht kennt.

sierung sind die Koeffizienten direkt vergleichbar und in bezug auf den relativen Einfluß einzelner Variablen interpretierbar.<sup>16</sup> Die Bestimmtheitsmaße  $R^2$  messen den Anteil der durch  $x^*$  erklärten Varianz an der Gesamtvarianz der  $y$ -Variablen.

Wie die Werte in der Kopfspalte der Tabelle zeigen, weisen die inländischen Zinssätze ( $x_1 - x_3$ ) erwartungsgemäß einen negativen Zusammenhang zur „Gesamtwirtschaftlichen Liquidität“ auf; dabei scheint dem inländischen Geldmarktsatz ( $x_1$ ) die größte Bedeutung zuzukommen. Überraschend ist das positive Vorzeichen beim ausländischen Geldmarktsatz ( $x_4$ ). Dieser unerwartete Zusammenhang könnte sich daraus erklären, daß die inländischen Zinssätze infolge des internationalen Zinszusammenhangs die Liquiditätseffekte des Auslandssatzes zu einem erheblichen Teil bereits erfaßt haben.

Bei den  $b_k^+$ -Koeffizienten in der Kopfzeile der Tabelle fällt auf, daß die monetären Aggregate in unterschiedlicher Weise mit der latenten Variable verknüpft sind. Das Vorzeichenmuster dieser Koeffizienten spiegelt das bekannte Phänomen wider, daß zwischen Geldmenge  $M1$  und Spareinlagen einerseits sowie Termineinlagen und Inhaberschuldverschreibungen andererseits enge Substitutionsbeziehungen bestehen, die von der Höhe der Zinssätze abhängen. Die Substitutionen zwischen  $y_1$ ,  $y_2$  und  $y_3$  erfolgen innerhalb des Aggregats  $M3$ . Ein Vorteil des weiter gefaßten Liquiditätskonzepts liegt offenbar darin, daß nun auch die Substitutionsbeziehungen zwischen den Komponenten von  $M3$  und wichtigen Aggregaten der Geldvermögensbildung ( $y_4$  und  $y_5$ ) erfaßt werden. Wie die Koeffizienten der reduzierten Form und ihre Standardfehler im Tabellenrumpf zeigen, sind die Effekte der Input-Indikatoren auf die Output-Indikatoren – mit Ausnahme der  $x_3$ -Koeffizienten – statistisch hoch gesichert.

Die Ergebnisse in *Tabelle 1* haben gezeigt, wie die latente Variable „Gesamtwirtschaftliche Liquidität“ im Lichte ihrer Verknüpfungen mit den beobachtbaren Input- und Output-Indikatoren zu interpretieren ist. Im folgenden soll die latente Variable selber in ihrer zeitlichen Entwicklung betrachtet und mit  $M3$ , der geldpolitischen Orientierungsgröße der Deutschen Bundesbank, verglichen werden.

Die *Abbildung 2* zeigt die geschätzten Beobachtungswerte  $\hat{x}_t^*$  der „Liquidität“ und die Wachstumsraten von  $M3$  für den Untersuchungs-

<sup>16</sup> Die standardisierten Koeffizienten sind gegeben durch  $a_m^+ = a_m s(x_m)$  und  $b_k^+ = b_k / s(y_k)$ , wobei  $s(x_m)$  und  $s(y_k)$  die Standardabweichungen von  $x_m$  und  $y_k$  sind. Zur Berechnung der  $a_m$  und  $b_k$  vgl. Anhang.

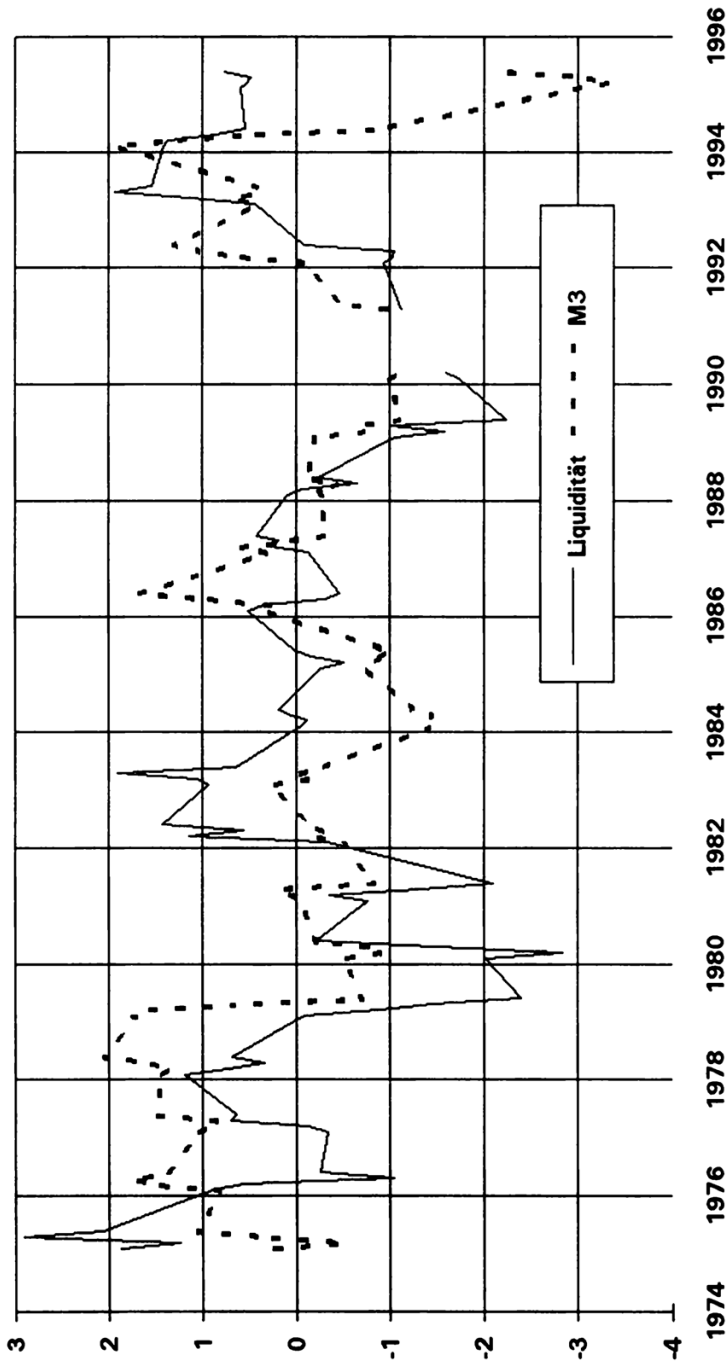


Abb. 2: Liquidität  $\hat{x}$  und Geldmenge M3 für die Bundesrepublik Deutschland, 1975:1 - 1995:4 (standardisierte Werte)



zeitraum.<sup>17</sup> Wie man sieht, haben sich die beiden Reihen ähnlich entwickelt; es gibt allerdings auch Unterschiede; besonders ausgeprägt sind die Unterschiede nach 1993, als die Geldmenge *M3* starke Wachstumsrückgänge aufwies, ohne daß sich die „Liquidität“ im gleichen Maße verringert hat.

Diese Diskrepanz läßt sich so interpretieren, daß in der jüngeren Vergangenheit die *M3*-Zahlen „die monetäre Grundtendenz“ überzeichnet haben.

Nach dieser Betrachtung der zeitlichen Verläufe sollen im folgenden die Indikatoreigenschaften beider Reihen vergleichend analysiert werden.

#### IV. Kausalitätstests

Der Versuch, die Größen  $\hat{x}^*$  und *M3* in ihrer Eigenschaft als Indikator der Geldpolitik vergleichend zu bewerten, wurde so angelegt, daß wir den Zusammenhang dieser Variablen mit gesamtwirtschaftlichen Zielvariablen auf *Granger*-Kausalität testen. „Kausalität“ wird dabei in einem speziellen Sinne verstanden; gemeint ist damit die „Prognosefähigkeit“ oder der „Informationsgehalt“ eines geldpolitischen Indikators in bezug auf die zukünftige Entwicklung der jeweiligen Zielvariable. Zwei Zielvariablen sollen hier betrachtet werden: die Wachstumsrate des Realeinkommens und die Inflationsrate, die zentrale Zielvariable der Deutschen Bundesbank.<sup>18</sup>

Zur Vorbereitung der Kausalitätstests werden wie üblich zunächst die Stationaritäts- und Kointegrationseigenschaften der betreffenden Zeitreihen untersucht. Wir verwenden dafür den ADF (Augmented Dickey Fuller)-Test mit jeweils vier Verzögerungen (ohne Konstante und ohne Trend).<sup>19</sup>

Tabelle 2 enthält die empirischen *t*-Werte der ADF-Stationaritätstests für die Zeitreihen der Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal

<sup>17</sup> Die Werte  $\hat{x}_t^*$  und die Wachstumsraten von *M3* sind so standardisiert, daß sie einen Mittelwert von 0 und eine Quadratsumme von 100 haben; statt  $\hat{x}'\hat{x} = 1$  (vgl. Anhang) gilt hier also  $\hat{x}'\hat{x} = 100$ .

<sup>18</sup> Die verwendeten Zeitreihen sind das Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991 und der Deflator des BIP (1991 = 100).

<sup>19</sup> Zum Test auf Stationarität vgl. D. A. Dickey und W. A. Fuller, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 74 (1979), S. 427 ff.; zum Test auf Kointegration vgl. R. F. Engle und C. W. J. Granger, Cointegration and Error Correction. Representation, Estimation and Testing, in: Econometrica, Vol. 55 (1987), S. 251 ff.

und für deren 1. Differenzen. Wie sich zeigt, kann für die Zeitreihen der Wachstumsraten die Nullhypothese der Nicht-Stationarität in keinem Fall abgelehnt werden; die Tests mit den Reihen der 1. Differenzen lassen dagegen in allen Fällen auf Stationarität schließen.<sup>20</sup> Demnach sind die Reihen der Wachstumsraten integriert vom Grade Eins (I(1)).

*Tabelle 2*  
**Ergebnisse der Stationaritätstests, 1975:1 - 1990:2**

Zeitreihe	Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal	1. Differenz der Wachstumsraten
Liquidität $\hat{x}^*$	-1,65	-3,55**
Geldmenge $M_3$	-1,00	-4,65**
Bruttoinlandsprodukt	-1,32	-5,74**
Preisindex des BIP	-0,82	-4,26**

\*\* signifikant auf dem 5 %-Niveau

Im nächsten Schritt wird geprüft, ob die I(1)-Reihen der Indikatoren und Zielvariablen kointegriert sind. Die empirischen  $t$ -Werte der ADF-Kointegrationstests sind in *Tabelle 3* angegeben. Dabei zeigt sich, daß die Nullhypothese der Nicht-Kointegration in keinem der vier Fälle abgelehnt werden kann.<sup>21</sup>

*Tabelle 3*  
**Ergebnisse der Kointegrationstests, 1975:1 - 1990:2**

Zielvariable	Liquidität $\hat{x}^*$	Geldmenge $M_3$
Preisindex des BIP	-1,51	-1,68
Bruttoinlandsprodukt	-2,71	-2,68

<sup>20</sup> Die kritischen  $t$ -Werte des ADF-Tests stammen von *J. G. McKinnon* („Critical Values for Cointegration Tests“, in: *R. F. Engle* und *C. W. J. Granger* (eds.), *Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford 1991, S. 267 ff.).

<sup>21</sup> Kritischer  $t$ -Wert nach *McKinnon* auf dem 10 %-Niveau: -3,12.

Da die in Wachstumsraten gemessenen Zeitreihen der Indikator- und Zielvariablen nicht-kointegrierte (I)-Reihen sind, verwenden wir für die Kausalitätstests die 1. Differenzen der Wachstumsraten. Das hat allerdings den Nachteil, daß nur die kurzfristigen Beziehungen zwischen Indikator und Zielvariable erfaßt werden.

Ausgangspunkt des Tests auf *Granger*-Kausalität ist das bivariate VAR (Vector Autoregression)-System<sup>22</sup>:

$$(7.a) \quad z_{1,t} = \gamma_1 + \psi_{11}(L)z_{1,t-1} + \psi_{12}(L)z_{2,t-1} + u_{1,t}$$

$$(7.b) \quad z_{2,t} = \gamma_2 + \psi_{21}(L)z_{1,t-1} + \psi_{22}(L)z_{2,t-1} + u_{2,t}$$

Darin ist  $z_1$  die gesamtwirtschaftliche Zielvariable und  $z_2$  der geldpolitische Indikator;  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  und  $u_{1,t}$ ,  $u_{2,t}$  sind die Absolutglieder und Residuen des Systems. Die Lag-Polynome

$$(8) \quad \psi_{ij}(L) = \sum_{g=0}^G \psi_{ijg} L^g$$

haben hier den Grad  $G = 7$ ; unterstellt wird also eine maximale Lag-Länge von 8 Quartalen.<sup>23</sup>

Die Nullhypothese, daß  $z_2$  nicht *Granger*-kausal zu  $z_1$  ist ( $z_2 \nrightarrow z_1$ ), entspricht der Hypothese, daß alle Koeffizienten der verzögerten Variablen von  $z_2$  in Gleichung (7.a) gleich Null sind ( $\psi_{12}(L) = 0$ ). Entsprechend ist ( $z_1 \nrightarrow z_2$ ) äquivalent mit  $\psi_{21}(L) = 0$ . Zur statistischen Prüfung der Restriktion  $\psi_{ij}(L) = 0$  dient hier ein herkömmlicher *F*-Test mit (8;36) Freiheitsgraden.

Die Ergebnisse der Kausalitätstests sind in *Tabelle 4* zusammengestellt. Betrachtet man zunächst die ersten vier Zeilen der Tabelle, so zeigt sich, daß die Geldmenge *M3* weder zum Preisniveau noch zum Bruttoinlandsprodukt *Granger*-kausal ist. Die Geldmenge *M3* weist danach keinen signifikanten Prognosewert bezüglich der Entwicklung von Inflationsrate und Wachstumsrate des Realeinkommens auf.<sup>24</sup> Interessant ist vielleicht,

<sup>22</sup> Zum *Granger*-Test vgl. C. W. J. Granger, Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, in: *Econometrica*, Vol. 37 (1969), S. 424 ff.; Derselbe, Some Recent Developments in a Concept of Causality, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 39 (1988), Supplement, S. 199 ff.

<sup>23</sup> Zur Bestimmung des optimalen Grades eines VAR-Systems vgl. H. Lütkepohl, *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin 1991, S. 128 ff.

<sup>24</sup> In früheren Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland gelangten andere Autoren bezüglich der Prognosequalität der Geldmenge *M3* zu ähnlichen

daß die Hypothese, die Inflationsrate trage nicht zur Prognose der Entwicklung der Geldmenge  $M3$  bei (Preisindex  $\nrightarrow M3$ ), abgelehnt werden kann, wenn auch nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %. Das könnte ein Hinweis darauf sein, daß die Bundesbank auf erwartete Veränderungen der Inflationsrate entsprechend reagiert.

*Tabelle 4*  
**Ergebnisse der Kausalitätstests, 1975:2 - 1990:2**

Nullhypothese	F-Wert
Geldmenge $M3 \nrightarrow$ Preisindex des BIP	0,41
Preisindex des BIP $\nrightarrow$ Geldmenge $M3$	1,96*
Geldmenge $M3 \nrightarrow$ Bruttoinlandsprodukt	0,38
Bruttoinlandsprodukt $\nrightarrow$ Geldmenge $M3$	1,66
Liquidität $\nrightarrow$ Preisindex des BIP	2,23**
Preisindex des BIP $\nrightarrow$ Liquidität	0,98
Liquidität $\nrightarrow$ Bruttoinlandsprodukt	2,40**
Bruttoinlandsprodukt $\nrightarrow$ Liquidität	1,08

\* signifikant auf dem 10 %-Niveau;

\*\* signifikant auf dem 5 %-Niveau

Die Ergebnisse in den unteren vier Zeilen der *Tabelle 4* zeigen, daß die Liquidität sowohl zum Preisniveau als auch zum Einkommen *Granger*-kausal ist. Umgekehrt scheinen Preise und Einkommen ihrerseits für die Prognose der volkswirtschaftlichen Liquidität keinen Informationswert zu besitzen.

## V. Schlußbemerkung

Die bessere Prognoseeigenschaft der hier vorgestellten „multivariaten“ Liquiditätsgröße bezüglich Inflationsrate und Wirtschaftswachstum legt die Schlußfolgerung nahe, daß die „Gesamtwirtschaftliche Liquidität“

---

Ergebnissen; vgl. z.B. W. Filc, Credit as Intermediary Target of Monetary Policy?, in: S. F. Frowen (ed.), Monetary Theory and Monetary Policy, London 1993, S. 198 ff.; M. Neumann und J. Weigand, Monetäres Reinvermögen versus Geldmenge  $M3$ . Zur Indikatorqualität alternativer monetärer Aggregate, in: Kredit und Kapital, Jg. 29 (1996), S. 224 ff.

tät“ eine geeignetere Orientierungsgröße für die Geldpolitik sein dürfte als  $M3$ .

Angesichts der schlechten Indikatoreigenschaft von  $M3$  fragt man sich, wie die Deutsche Bundesbank auf der Basis dieser Größe eine so erfolgreiche Anti-Inflationspolitik treiben konnte. Eine mögliche Erklärung dafür könnte sein, daß die für die Geldpolitik in Deutschland Verantwortlichen sich in Wahrheit nicht nur an ihrer offiziellen Indikatorgröße  $M3$  orientiert haben, sondern – wie hier modelliert – auch an anderen monetären Indikatoren.

Nimmt man einmal die geldpolitische Strategie einer künftigen Europäischen Zentralbank in den Blick, so läßt sich aus den hier vorgelegten Untersuchungsergebnissen die Empfehlung ableiten, die Geldpolitik in jedem Fall an einem multivariaten Konzept zu orientieren und nicht an einer einzelnen Geldmengengröße, in welcher Abgrenzung auch immer.

## Anhang

### Schätzung der Parameter des MIMIC-Modells

Ausgangspunkt der Parameterschätzung ist die reduzierte Form

$$(A.1) \quad Y = X\alpha\beta' + U = X\Pi + U.$$

Darin ist  $Y$  die  $(T \times K)$ -Beobachtungswertmatrix der Output-Indikatoren,  $X$  die  $(T \times M)$ -Beobachtungswertmatrix der Input-Indikatoren,  $U$  die  $(T \times K)$ -Matrix der Residuen und  $\Pi = \alpha\beta'$  die *restringierte*  $(M \times K)$ -Koeffizientenmatrix der reduzierten Form.<sup>25</sup>

Für die Residuen  $u_{tk}$  in  $U$  können verschiedene Verteilungsannahmen getroffen werden. Betrachtet sei zunächst der restriktive Fall, daß die Residuen untereinander unkorreliert sind, gleiche Varianzen besitzen und Erwartungswerte von Null haben; d. h., es gilt:

---

<sup>25</sup> Die Beobachtungswerte in  $X$  und  $Y$  sind als Abweichungswerte transformiert:

$$x_{tm} = T^{-1/2}(x_{tm}^u - \bar{x}_m^u), \quad y_{tk} = T^{-1/2}(y_{tk}^u - \bar{y}_k^u) \quad \forall t, m, k.$$

Dabei sind  $x_{tm}^u, y_{tk}^u$  die Indikator-Ursprungswerte und  $\bar{x}_m^u, \bar{y}_k^u$  die dazugehörigen Mittelwerte. Wegen dieser Transformation enthalten die Modellgleichungen keine Absolutglieder, und die Produktsummen-Matrizen  $X'X$ ,  $Y'Y$  und  $X'Y$  können als Kovarianzmatrizen aufgefaßt werden.



$$(A.2) \quad E[u(t)u'(t^\circ)] = \begin{cases} \omega^2 I & \text{für } t = t^\circ \\ 0 & \text{für } t \neq t^\circ \end{cases}$$

worin  $u'(t) = [u_{t1}, \dots, u_{tK}]$  die  $t$ -te Zeile von  $U$ ,  $\omega^2$  die Varianz der Residuen und  $I$  die  $(K \times K)$ -Einheitsmatrix darstellen. Ein geeignetes Schätzverfahren ist in diesem Falle die gewöhnliche Methode der Kleinsten Quadrate (OLS). Bei ihr werden bei gegebenen Beobachtungswerten  $(X, Y)$  für die unbekannten Parametervektoren  $\alpha$  und  $\beta$  diejenigen Schätzwerte  $a$  und  $b$  ermittelt, die die Quadratsumme der Residuen, also die quadratische Funktion

$$(A.3) \quad Sp[(Y - Xab')'(Y - Xab')],$$

unter der Nebenbedingung  $a'X'Xa = 1$  minimieren. Statt (A.3) kann man auch schreiben:

$$(A.4) \quad Sp(Y'Y) - 2a'X'Yb + a'X'Xab'b.$$

Gleichung (A.4) ergibt sich wegen  $Sp(Y'Xab') = Sp(ba'X'Y) = Sp(a'X'Yb) = a'X'Yb$  und  $Sp(ba'X'Xab') = Sp(a'X'Xab'b) = a'X'Xab'b$ .

Die Lösung des Minimierungsproblems findet man, indem man die Lagrange-Funktion

$$(A.5) \quad L = Sp(Y'Y) - 2a'X'Yb + a'X'Xab'b + 2\lambda(a'X'Xa - 1)$$

bezüglich  $a$  und  $b$  und bezüglich des Multiplikators  $\lambda$  minimiert. Notwendige und hinreichende Bedingungen für ein Minimum sind:

$$(A.6) \quad \frac{1}{2} \frac{\partial L}{\partial a} = -X'Yb + X'Xab'b + \lambda X'Xa = 0$$

$$(A.7) \quad \frac{1}{2} \frac{\partial L}{\partial b} = -Y'Xa + a'X'Xab = 0$$

$$(A.8) \quad \frac{1}{2} \frac{\partial L}{\partial \lambda} = a'X'Xa - 1 = 0$$

Prämultiplikation von (A.6) mit  $a'$  ergibt unter Berücksichtigung von (A.7) und (A.8) für den Multiplikator  $\lambda$  die Lösung

$$(A.9) \quad \lambda = 0.$$

Die OLS-Schätzung der Koeffizientenmatrix  $\Pi$  in (A.1) ohne die Vorschrift  $\Pi = \alpha\beta'$  ist durch den Ausdruck

$$(A.10) \quad P = (X'X)^{-1}X'Y$$

gegeben. Durch Prämultiplikation von (A.6) mit  $P' = Y'X(X'X)^{-1}$  erhält man wegen (A.7) und (A.9) die Eigenwertaufgabe

$$(A.11) \quad P'X'Yb = \mu b \text{ bzw. } (Q - \mu I)b = 0,$$

worin  $\mu = b'b$  einen Eigenwert der Matrix  $Q = P'X'Y$  und  $b$  den zu diesem Eigenwert gehörenden Eigenvektor darstellen.<sup>26</sup> Welcher der insgesamt  $K$  Eigenwerte minimiert die Lagrange-Funktion? Einsetzen von  $\mu = b'b = a'X'Yb$  in (A.5) ergibt

$$(A.12) \quad L = Sp(Y'Y) - \mu.$$

Demnach ist  $\mu$  der größte Eigenwert von  $Q$ , und  $b$  ist der dazugehörige Eigenvektor. Mit den gefundenen Werten für  $\mu$  und  $b$  läßt sich aus Gleichung (A.6) herleiten:

$$(A.13) \quad a = \mu^{-1}(X'X)^{-1}X'Yb = \mu^{-1}Pb,$$

und der Beobachtungswertvektor der latenten Variable,  $\hat{x}^*$ , ergibt sich zu

$$(A.14) \quad \hat{x}^* = Xa = \mu^{-1}XPb$$

mit der Normierung

$$(A.15) \quad \hat{x}^{*'}\hat{x}^* = a'X'Xa = \mu^{-2}b'P'X'XPb = \mu^{-2}b'Qb = 1.$$

Betrachtet sei nun der allgemeinere Fall, daß die Residuen  $u_{tk}$  in (A.1) kontemporär korreliert und ihre Varianzen kontemporär verschieden sein dürfen; d. h., es gilt:

$$(A.16) \quad E[u(t)u'(t^\circ)] = \begin{cases} \Omega & \text{für } t = t^\circ \\ 0 & \text{für } t \neq t^\circ \end{cases}$$

worin  $\Omega$  die nichtdiagonale Kovarianzmatrix der  $u(1), \dots, u(T)$  bedeutet. Für diesen Fall hat *Goldberger* ein Maximum-Likelihood-Verfahren vorgeschlagen, bei dem die Maximierung der Likelihoodfunktion gleichbedeutend ist mit der Minimierung der quadratischen Funktion

$$(A.17) \quad Sp[S^{-1}(Y - Xab')'(Y - Xab')]$$

<sup>26</sup>  $Q$  ist die Kovarianzmatrix der OLS-Schätzwerte  $\hat{Y} = XP$ . Das folgt aus  $\hat{Y}'\hat{Y} = P'X'XP = Y'X(X'X)^{-1}X'X(X'X)^{-1}X'Y = Y'X(X'X)^{-1}X'Y = P'X'Y = Q$ .

unter der Nebenbedingung  $a'X'Xa = 1$ , wobei  $S = (Y - XP)'(Y - XP)$  die Kovarianzmatrix der Residuen der *unrestringierten* Schätzung der reduzierten Form darstellt.<sup>27</sup>

Dieses Minimierungsproblem führt analog zu (A.3) bis (A.11) zu der Eigenwertaufgabe

$$(A.18) \quad (QS^{-1} - \mu I)b = 0 \text{ mit } \mu = b'S^{-1}b.$$

Darin ist  $\mu$  der größte Eigenwert der Matrix  $QS^{-1}$  und  $b$  der dazugehörige Eigenvektor. Für den Parametervektor  $a$  erhält man in diesem Fall:

$$(A.19) \quad a = \mu^{-1}PS^{-1}b,$$

und der Beobachtungswertvektor der latenten Variable,  $\hat{x}^*$ , ergibt sich zu

$$(A.20) \quad \hat{x}^* = Xa = \mu^{-1}XPS^{-1}b$$

mit der Normierung

$$(A.21) \quad \hat{x}^{*'}\hat{x}^* = a'X'Xa = \mu^{-2}b'S^{-1}P'X'XPS^{-1}b = \mu^{-2}b'S^{-1}QS^{-1}b = 1.$$

Mit den Schätzungen  $a$  und  $b$  erhält man schließlich die *restringierte* Schätzung

$$(A.22) \quad \hat{\Pi} = ab'$$

der Koeffizientenmatrix  $\Pi$  der reduzierten Form. Für die asymptotische Kovarianzmatrix der geschätzten Koeffizienten  $\hat{\pi}_{mk}$  gilt:<sup>28</sup>

$$(A.23) \quad E[(\hat{\psi} - \psi)(\hat{\psi} - \psi)'] = T^{-1}\{\Omega \otimes (X'X)^{-1} - (\Omega - \beta\beta') \otimes [(X'X)^{-1} - \alpha\alpha']\}.$$

Dabei ist  $\psi = [\pi'_1, \dots, \pi'_K]'$  ein  $(MK \times 1)$ -Vektor, der aus den Spalten von  $\Pi$  zusammengesetzt ist. Zur praktischen Berechnung der Standardfehler der Koeffizienten  $\hat{\pi}_{mk}$  werden  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\Omega$  in (A.23) durch die Schätzungen  $a$ ,  $b$  und  $\hat{\Omega} = (Y - Xab')'(Y - Xab')$  ersetzt.

<sup>27</sup> Vgl. A. S. Goldberger, Maximum-Likelihood Estimation of Regressions Containing Unobservable Independent Variables, in: International Economic Review, Vol. 13 (1972), S. 8 ff.; Derselbe, Unobservable Variables in Econometrics, in: P. Zarembka (ed.), Frontiers in Econometrics, New York 1974, S. 200 ff.

<sup>28</sup> Zur Herleitung von (A.23) vgl. K. G. Jöreskog und A. S. Goldberger, Estimation of a Model with Multiple Indicators and Multiple Causes of a Single Latent Variable, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 70 (1975), S. 631 ff.

### **Zusammenfassung**

#### **Gesamtwirtschaftliche Liquidität als Orientierungsgröße der Geldpolitik**

Im vorliegenden Beitrag wird der Versuch unternommen, die „gesamtwirtschaftliche Liquidität“ so zu bestimmen, daß sie als Orientierungsgröße für die Geldpolitik dienen kann. Ausgangspunkt ist die Überlegung, daß „Liquidität“ ein nicht direkt beobachtbares Phänomen darstellt, das sich nur indirekt messen läßt. Der Zusammenhang zwischen latenten und beobachtbaren Liquiditätsgrößen wird hier durch ein MIMIC-Modell abgebildet. Die Modellparameter werden mit Quartalsdaten für Deutschland über den Zeitraum von 1974:1 bis 1995:4 geschätzt. Die empirischen Ergebnisse sprechen für die Existenz einer latenten Variable „Gesamtwirtschaftliche Liquidität“ und dafür, daß diese Variable bezüglich Inflationsrate und realer Wachstumsrate bessere Prognoseeigenschaften besitzt als die Geldmenge  $M3$ . Das legt den Schluß nahe, daß einem multivariaten Liquiditätskonzept als Orientierungsgröße für die offizielle Geldpolitik – auch einer zukünftigen Europäischen Zentralbank – der Vorzug zu geben ist.

### **Summary**

#### **Liquidity in the Economy Overall as Policy Reference in Money Supply**

This contribution attempts to define “liquidity in the economy overall” in a way that allows it to serve as policy reference in money supply. This consideration starts from the assumption that “liquidity” represents a phenomenon that escapes direct observation and can only be measured indirectly. This contribution employs a MIMIC model for describing the relationship between latent and perceptible quantities of liquidity. The model parameters have been estimated on the basis of quarterly data for Germany for the period from 1974:1 to 1995:4. Empirical findings suggest the existence of a latent variable for “liquidity in the economy overall” indicating that this variable possesses better prognosticating properties than money supply  $M3$  for the rate of inflation and the real rate of growth. This suggests the conclusion that it would be preferable for government and the European Central Bank of the future to give priority to a multivariate liquidity concept as policy reference in money supply.

### Résumé

#### **La liquidité économique comme variable de référence de la politique monétaire**

Cet article essaie de déterminer un concept de «liquidité économique» de telle sorte qu'il puisse servir de variable de référence à la politique monétaire. Le point de départ est l'hypothèse que la «liquidité» représente un phénomène qui n'est pas directement observable et qui ne se laisse mesurer que de manière indirecte. Le rapport entre les variables de liquidité latentes et observables est illustré ici par un modèle MIMIC. Les paramètres du modèle sont estimés avec des données trimestrielles pour l'Allemagne, pour la période allant du premier trimestre de 1974 jusqu'au quatrième trimestre de 1995. Les résultats empiriques laissent présumer l'existence d'une variable latente de «liquidité économique» qui est plus appropriée que la masse monétaire  $M3$  pour prévoir le taux d'inflation et la croissance réelle. Cette étude débouche sur la conclusion suivante: il faut donner la priorité à un concept de liquidité à multivariées comme variable de référence pour la politique monétaire officielle. Ceci est valable également pour une future banque centrale européenne.