

Der schweizerische Notenumlauf 1962–1988:

Eine ökonomische Untersuchung aufgrund des Cointegrations- und Fehler-Korrektur-Ansatzes

Franz Ettlín*

Seit 1975 befolgt die Schweizerische Nationalbank (SNB) eine Geldmengenpolitik unter Bekanntgabe von jährlichen Geldmengenzielen. Diese Strategie wurde nur im Laufe des Jahres 1978 sowie für 1979 aufgrund einer ausserordentlich starken realen Aufwertung des Schweizer Frankens unterbrochen. Zuerst diente das Geldaggregat M_1 als monetäres Zwischenziel. Von 1980 an wurde M_1 in dieser Funktion von der Notenbankgeldmenge abgelöst. Der Anteil der Banknoten an diesen zwei Geldaggregaten ist bedeutend: Im Jahre 1980 (Mitte 1989) betrug er bei M_1 rund 36% (30%) und bei der Notenbankgeldmenge 77% (88%).

Die SNB kann den Notenumlauf – im Gegensatz zu ihren Giromitteln – nicht direkt steuern. Seine Grösse und Zusammensetzung werden hauptsächlich von der Nachfrage der Nichtbanken bestimmt. Die Kenntnis der quantitativen Bestimmungsfaktoren der Nachfrage nach Banknoten ist deshalb für die Festlegung und Ausführung des jeweiligen jährlichen Geldmengenziels der SNB von grosser Bedeutung. Wird das Wachstum des Notenumlaufs im kommenden Jahr von der SNB beispielsweise um nur einen Prozentpunkt unterschätzt, müssten als Kompensation die Giro Guthaben der Banken bei der SNB durchschnittlich um über 7 Prozentpunkte unter den projektierten Pfad sinken, damit das Wachstumsziel für die Notenbankgeldmenge dennoch erreicht werden könnte. Würde die entsprechende Korrektur erst in der zweiten Hälfte des Kalenderjahres ausgeführt, dann ergäbe sich für diesen kurzen Zeitraum ein Anpassungsbedarf bei den Girokonten von rund –15%.

Geldpolitische Anpassungen dieser Grössenordnung geben bei einer stabilen Nachfragefunktion der Banken nach Giro Guthaben bei der SNB Anlass zu grossen Zinsauschlägen am Geld-

markt, was u. a. zu wesentlichen Wechselkursänderungen führen kann. Bei negativer Zinsabhängigkeit des Notenumlaufs könnte allerdings der Kompensationsbedarf beim Giroangebot der SNB für unvorhergesehene Schwankungen des Notenumlaufs kleiner sein, wenn der relevante Zinssatz rasch auf Zinsänderungen am Geldmarkt reagiert und der Notenumlauf seinerseits rasch auf Veränderungen des relevanten Zinssatzes anspricht. Das sind in erster Linie Bedingungen, die nur aufgrund empirischer Analyse festzustellen sind.¹

Die geldpolitische Aufgabe der Nationalbank ist in der Vergangenheit durch unvorhergesehene Schwankungen des Notenumlaufs in der Tat wesentlich erschwert worden. Obwohl das geldpolitische Konzept der Nationalbank zuverlässige und stabile Geldnachfragefunktionen voraussetzt, weisen frühere empirische Nachfragemodelle für den schweizerischen Notenumlauf erhebliche Unsicherheiten bezüglich Aussage und Stabilität der geschätzten Beziehungen auf. Da diese Untersuchungen im grossen und ganzen international üblichen empirischen Ansätzen folgten, stellt sich die Frage nach der Ursache ihrer wesentlich geringeren Aussagekraft für schweizerische Verhältnisse.

In einer im Jahre 1987 präsentierten Studie [Ettlín (1987)] wurde die Hypothese aufgestellt, dass der schweizerische Notenumlauf in den siebziger und frühen achtziger Jahren massgebend

¹ Die empirischen Resultate von *Rich und Béguélin* (1985) zeigen eine signifikante negative Zinssatzabhängigkeit nur in einer von sieben präsentierten Regressionen für den schweizerischen Notenumlauf. Diese Schätzgleichung gilt für das Teilintervall 1973Q2–1981Q1 und enthält als relevanten Zinssatz die langfristige Bundesobligationenrendite. Die Autoren äussern Ungewissheit darüber, ob die Nachfrage nach Banknoten auf Zinsänderungen systematisch anspricht.

In bezug auf die Spezifikationen von *Alexander Galli* (1980), *Herbert Selterle* (1980), *Ulrich Kohli* (1984) und *Rich und Béguélin* (1985) siehe die Bemerkungen in Fussnote 12.

* Ressort Volkswirtschaftliche Studien Schweizerische Nationalbank, Zürich

von gesetzlichen Bestimmungen und Verordnungen zur Abwehr von Geldern beeinflusst war. Im Vergleich zu früher waren die Abwehrmassnahmen in den Jahren 1972–80 wesentlich umfassender und strenger. Insbesondere die Vorschriften zur Erhebung einer Kommissionsbelastung (Negativzins) auf den zusätzlichen Einlagen von Devisenausländern bei inländischen Banken wirkten zusammen mit einem Verzinsungsverbot prohibitiv. Die Kommissionsbelastung betrug im Minimum 2% und im Maximum 10% pro Quartal. Da für Devisenausländer zugleich ein Anlageverbot in Wertschriften und Immobilien in Kraft war, blieb jenen unter ihnen, die ihre Vermögenswerte in Schweizer Franken erhöhen wollten, vor allem die Möglichkeit der Hortung von schweizerischen Banknoten.² In der genannten Studie wurde im Zeitraum 1972–80 eine kumulative Banknotenhortung im Umfang von beinahe 10% des gesamten Banknotenumlaufs geschätzt.

Nach der gänzlichen Abschaffung der Bestimmungen zur Abwehr von ausländischen Geldern im Jahre 1980 folgte gemäss jener Schätzung eine entsprechende Enthortung. Dieser Abbau scheint erst um die Mitte der achtziger Jahre abgeschlossen worden zu sein.³ Damit lässt sich u. a. plausibel erklären, weshalb die Nationalbank zu Beginn der achtziger Jahre die jährliche Zunahme des Notenumlaufs stark überschätzt hatte. Die Enthortung dürfte massgebend dazu beigetragen haben, dass die Annahmen für die Zielvorgabe für das jährliche Wachstum der (bereinigten) Notenbankgeldmenge 1980 und 1981 um 4,6 bzw. 4,5 Prozentpunkte unterschritten wurden. Allgemein kann gefolgert werden, dass der Restriktionsgrad der schweizerischen Geldpolitik in den siebziger Jahren wesentlich stärker und in den frühen achtziger Jahren wesentlich schwächer war, als aufgrund der tatsächlichen Entwicklung der Geldmengenaggregate M_0 und M_1 anzunehmen wäre.

In der vorliegenden Untersuchung wird nicht nur vorwärts und rückwärts eine Aufdatierung der Studie von Ettlín (1987) vorgenommen, sondern u. a. zur genaueren Überprüfung der Hortungs- und Enthortungshypothese der Notenumlauf zuerst in grosse Abschnitte von 500 und 1000 Franken sowie in kleine Abschnitte von 10 bis

100 Franken aufgeteilt. Die Spezifikation der Schätzgleichung für die gesamte Banknotennachfrage gründet auf den separaten Ergebnissen für die grossen und kleinen Abschnitte.

Die aktuelle wie bereits die vorangegangene Studie des schweizerischen Notenumlaufs basiert auf den relativ neuen ökonometrischen Entwicklungen der Fehler-Korrektur-Spezifikation und der statistischen Theorie von integrierten und cointegrierten Zeitreihen.⁴ Viele makroökonomische Zeitreihen sind in Niveauform bezüglich ihres Mittelwertes (und teilweise auch bezüglich ihrer Varianz) nichtstationär. Typischerweise lassen sie sich als $I(1)$ -Prozesse identifizieren, d. h. sie haben den Integrationsgrad 1. Der Integrationsgrad gibt an, wie oft eine Zeitreihe differenziert werden muss, bis sie stationär wird. $I(1)$ -Reihen sind somit nach einmaliger und $I(2)$ -Reihen analog nach zweimaliger Differenzenbildung stationär oder $I(0)$. In $I(1)$ -Variablen hinterlässt jede stochastische Störung einen dauerhaften Effekt, was zu einem stochastischen Trend führt. Bei der Applikation der traditionellen Form der Ökonometrie auf Niveaureihen (z. B. zur Quantifizierung der Bestimmungsfaktoren eines bestimmten Geldmengenaggregates) bleibt die Nichtstationarität von Variablen unbeachtet, obwohl die angewandten statistischen Standardmethoden auf stationäre Prozesse zugeschnitten sind. Die Folge davon sind unzuverlässige statistische Ergebnisse einschliesslich der Gefahr von Scheinkorrelationen. Im Gegensatz zur traditionellen Ökonometrie werden in der klassischen Zeitreihenanalyse durch Differenzenbildung vorerst stationäre Reihen geschaffen und

² Vermögende Leute in politisch instabilen Ländern haben in der Vergangenheit eine gewisse Vorliebe für schweizerische Bankkonten gezeigt. Dabei spielten weder die Ertragsaussichten noch die Kapitalerhaltung eine primäre Rolle. Zweck einer solchen Kontenhaltung war vor allem der einer Absicherung für den Fall einer für den Inhaber ungünstigen politischen Entwicklung im eigenen Lande.

³ Vor dem Hintergrund von strengen Kapitalausfuhrbeschränkungen sowie Aus- und Einreiserestriktionen und der Kontrolle der Internationalen Kommunikationen in gewissen Ländern erscheint eine solche zum Teil langsame Reaktion keineswegs als unrealistisch.

⁴ Für eine Übersicht der neuen Entwicklungen bezüglich des Fehler-Korrektur-Ansatzes und der Cointegration von nichtstationären Zeitreihen siehe die Beiträge in der Spezialnummer des *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, 1986.

erst nachher die von der Theorie stationärer Zeitreihen abgeleiteten Methoden angewendet. Der Nachteil dieser Vorgehensweise besteht darin, dass relevante Informationen über allfällige längerfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Niveauwerten der Modellvariablen verlorengehen.

Der Fehler-Korrektur-Ansatz, mit dem seit Ende der siebziger Jahre immer mehr interessante empirische Ergebnisse erzielt werden, ermöglicht unter gewissen Umständen, die Vorteile der beiden erwähnten Schätzstrategien ohne deren Nachteile zu vereinen. Dabei werden die Modellvariablen typischerweise in der Form sowohl von ersten Differenzen als auch (zeitlich verzögerten) Niveauwerten verwendet. Die seit wenigen Jahren durch Granger und Engle⁵ in Gang gebrachte Entwicklung der Theorie cointegrierter Zeitreihen gibt dem Fehler-Korrektur-Ansatz eine solidere statistische Fundierung. Von praktischer Bedeutung ist vor allem das Vorhandensein oder Nichtvorhandensein von Cointegration bei einem Vektor von $I(1)$ -Variablen. Wenn ein solcher Vektor eine $I(0)$ -Beziehung bildet, liegt Cointegration vor, und es existiert ein gültiges Fehler-Korrektur-Modell der differenzierten $I(1)$ -Variablen. In einem solchen Modell dürfen die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen an und für sich nichtstationären Niveauzeitreihen zusammen mit der kurzfristigen Dynamik anhand differenzierter stationärer Zeitreihen geschätzt werden.

Es werden folgende Bezeichnungen und Daten verwendet:

LN	logarithmierter Wert (mit Basis e) des Umlaufs von schweizerischen Banknoten; real, zu Konsumentenpreisen von 1970; Periodenmittel.
LNG	logarithmierter Wert des Umlaufs von grossen Noten (Abschnitte von 500 und 1000 Franken); real, zu Konsumentenpreisen von 1970; Periodenmittel.
LNK	logarithmierter Wert des Umlaufs von kleinen Noten (Abschnitte von 10 bis 100 Fran-

LK	logarithmierter Wert der privaten Konsumausgaben; real, zu Preisen von 1970.
L \bar{K}	Gleitendes Acht-Quartals-Mittel von LK.
LZS	logarithmierter Wert des Zinssatzes von Spareinlagen bei den Kantonalbanken; Periodenmittel.
T	Zeittrend für den gesamten Schätzzeitraum.
T70–75	Zeittrend für das Intervall 1970Q1–1975Q4.
T72–80	Zeittrend für das Intervall 1972Q3–1980Q2, als strenge administrative Massnahmen zur Abwehr von ausländischen Geldern in Kraft waren.
T80–85	Abbau des Zeittrends T72–80 zwischen 1980Q3 und 1985Q3 um 1,5 pro Quartal.
T72–85.	Kombination von T72–80 und T80–85
DST	Konstruierte Variable mit dem Wert 1 im vierten Quartal eines geraden Kalenderjahres und im ersten Quartal eines ungeraden Kalenderjahres. Es sind die Quartale, die beidseitig des Stichtages für die zweijährige Steuerdeklaration liegen. In den übrigen Quartalen hat diese Variable den Wert 0.
D72–80	Konstruierte Variable für den Zeitraum 1972Q3–1980Q2, als strenge administrative Massnahmen zur Abwehr von ausländischen Geldern in Kraft waren. Im Anfangs- und Schlussquartal dieses Intervalls hat die Variable den Wert 0,5 und vom zweiten bis zum zweitletzten Quartal den Wert 1. Vor- und nachher gilt der Wert 0.
SD14	Saisonvariable mit dem Wert 1

⁵ Siehe Engle and Granger (1987).

	im ersten und -1 im vierten Quartal; sonst gleich 0.
SD24	Saisonvariable mit dem Wert 1 im zweiten und -1 im vierten Quartal; sonst gleich 0.
SD34	Saisonvariable mit dem Wert 1 im dritten und -1 im vierten Quartal; sonst gleich 0.
SD13	Saisonvariable mit dem Wert 1 im ersten und -1 im dritten Quartal, sonst gleich 0.
TSD13	Zeittrend T multipliziert mit SD13.
$\varepsilon_{NG}, \varepsilon_{NK}, \varepsilon_N$	Residuen der Niveauschätzungsgleichung für den Umlauf von grossen, kleinen bzw. allen Noten.

Spezifikation und Ergebnisse des Schätzmodells für die grossen Noten

Die Schätzgleichung für die grossen Notenabschnitte von 500 und 1000 Franken gründet auf der folgenden Spezifikation auf Niveaubasis:

$$\text{LNG} = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{LK} - \alpha_2 \text{LZS} \\ + \alpha_3 \text{DST} + \alpha_4 \text{D72-80} \\ + \alpha_5 \text{T72-85} + \alpha_6 \text{SD34} + \varepsilon_{NG}$$

Die abhängige Variable ist mit dem Konsumentenpreisindex deflationiert, d. h. der reale Notenumlauf wird erklärt. Die Gleichung impliziert, dass der reale Notenumlauf vom Niveau der Konsumentenpreise unabhängig ist. Dies bedeutet, in Übereinstimmung mit traditioneller geldtheoretischer Argumentation, dass der nominelle Notenumlauf, unter anderweitig gegebenen Umständen, um 1% steigt, wenn der Index der Konsumentenpreise um 1% zunimmt. Als erklärende Variablen dienen gemäss Geldnachfragetheorie in erster Linie Indikatoren des realen Transaktionsvolumens und der Opportunitätskosten.

Banknoten werden hauptsächlich für Transaktionszwecke bei den privaten Konsumausgaben verwendet. Es wird hier angenommen, dass die reale Notennachfrage sich nicht Quartal für Quartal an die kurzfristigen Veränderungen der realen Konsumausgaben anpasst. Statt dessen wird postuliert, dass die Konsumenten und die

Unternehmer, die mit den Konsumenten handeln, den Bestand an Banknoten aufgrund der mittelfristigen Trendentwicklung des realen Konsums – gemessen als einfaches gleitendes Zwei-Jahres-Mittel – bestimmen. Da bei Haltung von Banknoten an sich kein Zins anfällt, resultieren daraus Opportunitätskosten in Form von entgangenem nominellem Zinsertrag. Als Opportunitätskostensatz dient der Zinssatz auf Spareinlagen, der, empirisch betrachtet, sowohl den Drei-Monats-Satz für Kundenfestgelder der Grossbanken als auch die Rendite langfristiger Bundesobligationen in diesem Zusammenhang klar dominiert.

In Ettlín und Fluri (1986) wurde anhand eines speziellen Saisonbereinigungsverfahrens gezeigt, dass das Saisonschwankungsmuster des schweizerischen Notenumlaufs einem Zwei-Jahres-Rhythmus folgt. Diese unübliche Periodizität ist zeitlich mit dem alle zwei Jahre wiederkehrenden Stichtag für die Einkommens- und Vermögenssteuer koordiniert. Der Bund und die meisten Kantone haben bisher nur jedes zweite Jahr eine Steuererklärung gefordert, wofür der letzte Tag eines geraden Kalenderjahres für die zu deklarierenden Vermögenswerte als Stichtag gilt. Der Notenumlauf steigt regelmässig vor diesem Stichtag an und nimmt anschliessend wieder ab. Im vierten Quartal eines geraden Kalenderjahres, der Hortungsphase, und im anschliessenden ersten Quartal eines ungeraden Kalenderjahres, der Enthortungsphase, ist deshalb der durchschnittliche Notenumlauf höher, als aufgrund der übrigen Bestimmungsfaktoren anzunehmen wäre. Dieser Effekt wird mittels der Variablen DST erfasst, die in den entsprechenden Quartalen den Wert 1 und in den übrigen Quartalen den Wert 0 aufweist. Dabei wird angenommen, dass die Auf- und Abbauphasen innerhalb der betroffenen Quartale symmetrisch verlaufen.

Für die Beurteilung der Plausibilität der Hypothese der Notenhortung in den Jahren 1972–80, die von den Abwehrmassnahmen gegen ausländische Gelder betroffen waren, gibt es ausser wenigen, der Nationalbank bekannten Tatsachen keine direkte Evidenz. Die Hypothese wird deshalb mittels der schematisch konstruierten Hilfsvariablen D72–80 sowie T72–80 und T80–85 in die empirische Studie miteinbezogen. Mit der

Variablen D72–80 wird zwischen dem dritten Quartal 1972 und dem zweiten Quartal 1980 ein eventueller positiver Niveaueffekt beim Notenumlauf gemessen. Vor- und Nachher wird dieser Effekt als Null angenommen. Mit der Variablen T72–80 wird zusätzlich für denselben Zeitraum ein eventueller, als konstant angenommener, vierteljährlicher Zuwachs der Notenhaltung erfasst. Mit der Variablen T80–85 wird im Zeitraum 1980Q3–1985Q3 eine entsprechende Enthaltung geschätzt; dabei wird angenommen, dass das Tempo der Enthaltung 50% grösser war als dasjenige der vorangegangenen kumulativen Haltung. Diese spezielle Asymmetrie des Reaktionsmusters ist aufgrund der empirischen Ergebnisse unter anderem einem gegenüber der Hortungsphase perfekt symmetrischen Verlauf der Enthaltungsphase vorzuziehen.⁶ Es darf angenommen werden, dass eine Notenhaltung von oder zugunsten von Devisenausländern fast ausschliesslich die Kategorie der grossen Abschnitte von 500 und 1000 Franken betroffen hat.

Die Schätzungen mittels Quartalsdaten wurden in erster Linie für den Zeitraum 1962–88 durchgeführt. Es standen zwar für alle Variablen Grunddaten bereits ab 1960 zur Verfügung, doch wegen des als Regressor eingesetzten gleitenden Acht-Quartals-Mittels des realen Konsums konnte erst ab 1962 geschätzt werden.

Die Studie folgt dem von Engle und Granger (1987) empfohlenen zweistufigen Schätzverfahren bei Fehler-Korrektur-Modellen. Zuerst wird eine Niveaugleichung des Notenumlaufs geschätzt. Diese Beziehung wird hinsichtlich Cointegration untersucht. Dabei ist trotz der Nichtstationarität der Niveaureihen für den Notenumlauf, Konsum und Zinssatz – alle drei sind $I(1)$ – eine stationäre langfristige Beziehung festzustellen. In der nächsten Stufe des Schätzverfahrens werden die auf der ersten Stufe verbliebenen Residuen – um eine Periode verzögert – als zusätzlicher Regressor in einer zweiten Schätzgleichung verwendet, welche die ersten Differenzen des logarithmierten Notenumlaufs erklärt.

Tabelle 1 fasst die Resultate der grossen Abschnitte zusammen. Die jeweils unter den geschätzten Koeffizienten in Klammern aufgeführ-

Tabelle 1: Schätzergebnisse für die grossen Notenabschnitte

	Erste Stufe: Niveau- schätzung	Zweite Stufe: Differenzen- schätzung
Gleichung	(1)	(2)
Erklärte Variable	LNG	Δ LNG
Erklärende Variablen (In Niveau- bzw. Differenzenform):		
LK	1,0539 (116,6)	1,0431 (7,9)
LZS	-0,1021 (11,8)	-0,0869 (3,5)
DST	0,0163 (4,5)	0,0154 (6,5)
D72–80	0,0679 (17,2)	0,0519 (4,5)
T72–85	0,0045 (21,2)	0,0042 (3,3)
SD34	-0,0186 (8,4)	-0,0181 (18,9)
Konstante	-2,2068 (26,9)	—
ε_{NG-1}	—	-0,3362 (4,4)
R ²	0,9963	0,8778
F (6,101) bzw. F (6,100)	4740,84	127,93
Durbin-Watson-Statistik	0,6933	1,7304
Std. Fehler der Regression	0,0147	0,0109
Schätzintervall	1962Q1–1988Q4	1962Q2–1988Q4

ten Zahlen sind die absoluten Werte der t-Statistik.

Die Ergebnisse der Niveaugleichung sind als erste Stufe des befolgten Schätzverfahrens sehr befriedigend. Die Durbin-Watson-Statistik beträgt zwar nur 0,69. Dies kann jedoch bereits als Indiz für Cointegration beurteilt werden.⁷ Wird die Gleichung (1) ohne die für eine Cointegra-

⁶ In Ettlín (1987) wurde die Schätzung aufgrund der Annahme eines symmetrischen Verlaufs des Hortungs- und Enthaltungstrends ausgeführt.

⁷ Diese Feststellung kann wie folgt präziser formuliert werden. Die Durbin-Watson-Statistik übersteigt für das Signifikanzniveau 1% (5%) den kritischen Wert von 0,481 (0,367), der anhand von Monte-Carlo-Studien für den Dreivariablen-Fall ermittelt wurde; siehe *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (1986), S. 233. Aufgrund dieses Ergebnisses kann die Nullhypothese verworfen werden, dass diese Variablen keinen cointegrierten Vektor darstellen. Dabei wird hier unterstellt, dass die Saison- und Hortungsvariablen zusammen mit dem Notenumlauf die Variable «saison- und hortungsbereinigter Notenumlauf» bilden. Die übrigen zwei nichtstationären $I(1)$ -Reihen sind der Sparzinssatz und das gleitende Acht-Quartals-Mittel des Konsums.

tionsregression entbehlichen Saisonvariablen geschätzt, so ergibt sich sogar eine Durbin-Watson-Statistik von 1,64. Anhand der Residuen dieser Gleichung kann ein weiterer, von Engle und Yoo⁸ umschriebener Cointegrationstest ausgeführt werden. Für das Signifikanzniveau von 1% (5%) beträgt bei Regressionen mit fünf Variablen und 100 Beobachtungen der kritische Wert dieser speziellen t-Verteilung 4,98 (4,36). Der geschätzte t-Wert von 8,65 bestätigt die alternative Hypothese der Cointegration sehr deutlich.

Auf dieser Grundlage der Stationarität ist die Interpretation der geschätzten Koeffizienten der Gleichung (1) in Tabelle 1 sinnvoll. Zur Beurteilung der Signifikanz der Koeffizienten einer solchen Niveaugleichung sind etwas strengere kritische Werte als diejenigen der konventionellen t-Verteilung anzuwenden. Trotzdem können alle Koeffizienten als signifikant beurteilt werden.

Der Koeffizient der Transaktionsvariablen $L\bar{K}$ beträgt 1,05 (t-Wert 116,6). Dies bedeutet, dass der Umlauf von grossen Noten um rund 1% zunimmt, wenn das gleitende Acht-Quartals-Mittel des realen privaten Konsums um 1% steigt. Der Koeffizient des logarithmierten Zinssatzes für Spareinlagen zeigt eine Sparzinselastizität der grossen Notenabschnitte von $-0,10$ (t-Wert 11,8) an. Aufgrund einer Erhöhung des Zinssatzes von beispielsweise 3,0 auf 3,3%, was einem proportionellen Anstieg von 10% gleichkommt, geht der Umlauf von grossen Noten um $-0,10 \times 10\%$, d. h. um 1% zurück.

Der Koeffizient von 0,0163 (t-Wert 4,5) der Variablen DST zeigt an, dass im Zusammenhang mit dem Stichtag für die jedes zweite Jahr anfallende Steuerdeklaration die grossen Notenabschnitte im vorangehenden und im nachfolgenden Quartal um 1,63% zunehmen. Sowohl die diesbezügliche Hortung als auch die Enthortung ist schon früher in den Monatsdaten des Notenumlaufs mittels eines speziellen Saisonbereinigungsverfahrens quantifiziert worden.⁹ Der hier geschätzte Effekt bezieht sich auf den Durchschnitt dieser Entwicklung in den beiden relevanten Quartalen.

Von besonders grossem Interesse dürften die Ergebnisse bezüglich der Hypothese der Banknotenhortung in den Jahren 1972–80 und der

anschliessenden Enthortung sein. Gemäss der ökonomischen Evidenz gab es vom dritten Quartal 1972 an eine sehr kräftige kumulative Ausdehnung des Umlaufs von grossen Abschnitten, die nicht auf die Entwicklung der Transaktions- und Zinsvariablen zurückgeführt werden kann. Dagegen stimmt dieses zusätzliche Notenwachstum zeitlich mit dem Intervall überein, in welchem die erwähnten strengen Massnahmen zur Abwehr von ausländischen Geldern in Kraft waren. Der Koeffizient von 0,0679 (t-Wert 17,2) der Variablen $D72-80$ impliziert eine diesbezügliche Niveauerhöhung des Umlaufs von grossen Noten um 7% vom vierten Quartal des Jahres 1972 bis zum ersten Quartal des Jahres 1980. In dem diesem Intervall vorangehenden bzw. nachfolgenden Quartal beträgt der entsprechende Effekt gemäss a priori Spezifikation die Hälfte. Der Koeffizient von 0,0045 (t-Wert 21,2) der Variablen $T72-85$ zeigt an, dass im selben Zeitraum zusätzlich eine kumulative Ausdehnung der grossen Abschnitte um 0,45% pro Quartal erfolgte. Für das erste Quartal 1980 resultierte aufgrund der erwähnten beiden Schätzwerte ein berechneter Höchststand an gehorteten Banknoten von etwa 2,8 Mrd. Franken oder 23% des totalen Umlaufs von grossen Abschnitten. Rund ein Drittel davon wurde gemäss Schätzgleichung (1) bereits im zweiten und dritten Quartal 1980 enthört. Der Rest wurde kontinuierlich bis zum dritten Quartal 1985 abgebaut. Dabei wurde, wie früher erwähnt, eine im Vergleich zur Hortungsphase um 50% höhere Anpassungsgeschwindigkeit vorausgesetzt.

Schliesslich deutet der Koeffizient von $-0,0186$ (t-Wert 8,4) der Variablen $SD34$ an, dass vom dritten zum vierten Quartal des Kalenderjahres eine saisonale Umverteilung stattfindet, die rund 1,9% des Umlaufs von grossen Noten entspricht.

Die bisherige Diskussion der Schätzergebnisse bezog sich auf den aus Gleichung (1) bestehenden ersten Teil des gewählten zweistufigen Verfahrens. Diese Niveaugleichung, die sogenannte Cointegrationsregression, enthält die langfristige Information zur Entwicklung der grossen Abschnitte. Zudem liefert sie durch ihre unerklärten

⁸ Siehe Engle und Yoo (1987), Tabelle 3.

⁹ Ettlín und Fluri (1987).

Residuen die Fehler-Korrektur-Variable, die in verzögerter Form als zusätzliche erklärende Variable ε_{NG-1} in der nächsten Stufe, der Gleichung (2), verwendet wird.

Gleichung (2) in Tabelle 1 bezieht sich auf die kurzfristige Dynamik der Umlaufentwicklung von grossen Noten. Die erklärte Variable ist die erste Differenz des logarithmierten Notenumlaufs, welche approximativ der vierteljährlichen Veränderungsrate entspricht. Als erklärende Variablen dienen primär die ersten Differenzen der Erklärungsvariablen der Gleichung (1).

Die geschätzten Koeffizienten in der Gleichung (2) weichen nur wenig von den entsprechenden Koeffizienten in Gleichung (1) ab. Die Koeffizienten der Transaktionsvariablen sind praktisch identisch: 1,0599 bzw. 1,0431. Dies bedeutet, dass die grossen Notenabschnitte ohne zeitliche Verzögerung auf Veränderungen der Transaktionsvariablen $L\bar{K}$ reagieren. Dieses gleitende Acht-Quartals-Mittel des logarithmierten Konsums scheint die Entwicklung des unbekanntes Volumens des Banknotenzahlungsverkehrs sehr zufriedenstellend zu approximieren. Eine überwiegend unverzögerte Reaktion ist auch in bezug auf den Sparzinssatz festzustellen. Der in Gleichung (2) geschätzte Koeffizient von $-0,0869$ (t-Wert 3,5) weicht nur etwa ein Siebtel von dem entsprechenden Koeffizienten von $-0,1021$ in Gleichung (1) ab. Der Unterschied ist gemäss den üblichen Testkriterien nicht signifikant. Andererseits könnte jedoch aufgrund der Differenz zwischen den beiden Punktschätzungen des Zinssatzkoeffizienten sowie der Grösse von $-0,3362$ des Koeffizienten der Fehler-Korrektur-Variablen in Gleichung (2) bei Sparzinsänderungen eine (allerdings nicht signifikante) durchschnittliche Verzögerung von 0,4 Quartal oder rund einem Monat berechnet werden.

Die Koeffizienten der ersten Differenzen der Saisonvariablen SD34 und der kumulativen Hortungs- und Enthortungsvariablen T72–85 liegen ebenfalls sehr nahe bei den entsprechenden Punktschätzungen in Gleichung (1). Nur in bezug auf die Hortungsvariable D72–80 ist ein etwas grösserer Unterschied zwischen Gleichung (1) und (2) festzustellen. Der Koeffizient beträgt 0,0519 gegenüber 0,0679 in Gleichung (1). Die

Differenz ist gemäss den üblichen Testkriterien auch in diesem Fall nicht signifikant. Der etwas grössere Koeffizient der Gleichung (1) dürfte zuverlässiger geschätzt sein, auch wenn die systematische Unterschätzung der Standardfehler in einer solchen Cointegrationsregression berücksichtigt wird. Es handelt sich in diesem Fall um die durchschnittliche Niveaureaktion über 32 Quartale, während der entsprechende Koeffizient in Gleichung (2) eigentlich nur auf je zwei arbiträr aufgeteilten Quartalsveränderungen von 0,5 bzw. $-0,5$ beruht.

Zusätzlich zu den primären Erklärungsvariablen in Differenzenform enthält Gleichung (2) noch die Fehler-Korrektur-Variable ε_{NG-1} . Deren Koeffizient beträgt $-0,3362$. Dies bedeutet, dass ein Drittel der in der Vorperiode gemäss Gleichung (1) verbliebenen Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht korrigiert wird. Die Grössenordnung dieses Koeffizienten ist vernünftig, und der absolute Wert der t-Statistik beträgt 4,4. Die Durbin-Watson-Statistik von 1,73 zeigt an, dass in den Residuen dieser Gleichung keine wesentliche Autokorrelation erster Ordnung vorhanden ist.

Gemäss dem freiheitsgradkorrigierten Determinationskoeffizienten von 0,8778 erklärt die Schätzggleichung rund $\frac{7}{8}$ der Varianz der ersten Differenzen des (logarithmierten) Umlaufs der grossen Noten. Der Standardfehler der Schätzggleichung beträgt 0,0109, was 1,09% entspricht. Pro Kalenderjahr ergibt sich daraus ein durchschnittlicher Standardfehler, der wesentlich unter einem Prozentpunkt liegen dürfte.

Ergebnisse für die kleineren Notenabschnitte

Bei der Spezifikation des in Tabelle 2 zusammengefassten Schätzmodells für die kleineren Notenabschnitte bis und mit 100 Franken wurde angenommen, dass dieselben Transaktions- und Opportunitätskostenvariablen wie bei den grossen Abschnitten Geltung haben. In Gleichung (3), der Cointegrationsregression, wird eine stark signifikante Transaktionselastizität von 1,1712 bezüglich $L\bar{K}$ geschätzt. Die Zinselastizität beträgt $-0,0590$ und ist ebenfalls klar signifikant,

Tabelle 2: Schätzergebnisse für die kleineren Notenabschnitte

	Erste Stufe: Niveau- schätzung	Zweite Stufe: Differenzen- schätzung
Gleichung	(3)	(4)
Erklärte Variable:	LNK	Δ LNK
Erklärende Variable (in Niveau- bzw. Differenzenform):		
L \bar{K}	1,1717 (36,3)	1,0563 (5,7)
LZS	-0,0593 (7,9)	-0,0451 (2,3)
T	-0,0050 (37,5)	-0,0049 (3,3)
T70-75	-0,0137 (42,6)	-0,0142 (6,5)
SD14	-0,0178 (6,2)	-0,0162 (11,6)
SD24	-0,0034 (1,5)	-0,0046 (4,7)
SD34	0,0119 (4,1)	0,0103 (7,3)
TSD13	0,0002 (3,7)	0,0002 (6,9)
Konstante	-3,0037 (10,2)	—
ϵ_{NK-1}	—	-0,2963 (3,9)
R ²	0,9896	0,7342
F (8,99) bzw. F (8,98)	1277,7	37,6
Durbin-Watson-Statistik	0,6253	2,0557
Std. Fehler der Regression	0,0125	0,0091
Schätzintervall	1962Q1-1988Q4	1962Q2-1988Q4

auch wenn richtigerweise als kritische Werte ein strengerer Massstab als derjenige der konventionellen t-Verteilung angewendet wird. Die für die kleineren Noten geschätzte Zinselastizität liegt unter derjenigen der grossen Noten. Die Transaktionselastizität ist dagegen etwas höher als bei den grossen Noten. Dies bedeutet jedoch nicht, dass der Umlauf der kleineren Noten schneller zugenommen hat als derjenige der grossen Noten, da ein stark signifikanter negativer Zeittrend von -0,0060 pro Quartal des Wachstum der kleineren Abschnitte um 2,4% pro Jahr gebremst hat. Dieser Rückgang bei den kleinen Noten widerspiegelt eine kontinuierliche langfristige Veränderung der Zahlungsgewohnheiten. Dazu kommt ein zusätzlicher, noch rascherer Rückgang in den Jahren 1970-75, als die Banken mit der sehr erfolgreichen Einführung der Salär- oder Gehaltskonten und den damit offerierten

Dienstleistungen die Zahlungsgewohnheiten stark und nachhaltig beeinflussten. Ausserdem wurde 1969 die Swiss-Cheque-Karte eingeführt. Der geschätzte Koeffizient von T70-75 ist -0,0137 mit einem t-Wert von 42,2. Im erwähnten Zeitraum entspricht dies jährlich einem Rückgang der Nachfrage nach kleineren Noten um 5,63%.

Solche Trendfaktoren aufgrund von Veränderungen der Zahlungsgewohnheiten wurden bei den grossen Noten nicht festgestellt. Bei den kleineren Noten fehlen andererseits die bei den grossen Noten geschätzten signifikanten Hortungs- und Enthortungsperioden. Ein Fiskaleffekt ist zwar auch bei den kleinen Noten festzustellen. Da er jedoch wesentlich weniger ausgeprägt und zudem nicht signifikant ist, blieb er in den Schätzgleichungen (3) und (4) unberücksichtigt. Ausser den konstanten Saisonfaktoren SD14, SD24 und SD34 wird für die kleinen Noten mit dem Faktor TSD13 ein längerfristig änderndes Saisonmuster angezeigt. Der Koeffizient von 0,0002 bedeutet, dass die saisonale Nachfrage nach kleinen Noten im ersten Quartal auf Kosten des dritten Quartals zunehmend stärker geworden ist.

Mit einem Wert von 0,6253 zeigt die Durbin-Watson-Statistik der Niveaugleichung in Tabelle (2) starke Autokorrelation ersten Grades der Residuen an. Wie bei der entsprechenden Niveaugleichung für die grossen Noten handelt es sich hierbei um eine Cointegrationsregression ohne Berücksichtigung der kurzfristigen dynamischen Reaktionen. Die verbleibende Autokorrelation ist nicht, wie sonst üblich, als nachteilig zu beurteilen. Die Grösse des ausgewiesenen Durbin-Watson-Wertes zeigt bereits Cointegration an.¹⁰ Wie schon für Gleichung (1) wurde für Gleichung (3) eine alternative Regression ohne die auf erster Stufe entbehrlichen Saisonvariablen ausgeführt. Sowohl die Durbin-Watson-Statistik von 1,06 wie der von den Residuen abgeleitete Engle-Yoo-t-Wert von 5,71 lassen auch hier deutlich auf Cointegration schliessen.

Die in die Gleichung eingehenden Variablen bilden somit gemeinsam einen stationären stocha-

¹⁰ Die Argumentation ist analog zu den Erläuterungen in Fussnote 7.

stischen Prozess, obwohl die Zeitreihen LNK, $\bar{L}\bar{K}$ und LZS individuell betrachtet nicht stationär, sondern $I(1)$ sind. Das \bar{R}^2 der Gleichung (3) ist 0,9896. Der bezüglich der Präzision aussagekräftigere Standardfehler der Regression beträgt 0,0125, was 1,26% des Umlaufs von kleinen Noten entspricht.

Gleichung (4) ist die Fehler-Korrektur-Regression für die kleinen Abschnitte. Die erklärte Variable ist ΔLNK , die erste Differenz des logarithmierten realen Wertes der kleinen Noten. Die geschätzten Koeffizienten der erklärenden Variablen unterscheiden sich gemäss den in Klammern aufgeführten t-Werten nicht signifikant von den entsprechenden Schätzwerten der in Tabelle 2 an erster Stelle aufgeführten Niveaugleichung (3). Der Koeffizient von $\varepsilon_{\text{NK}-1}$ beträgt $-0,2963$ und hat einen signifikanten t-Wert von 3,9. Dies bedeutet, dass 30% einer Abweichung des Umlaufs von kleinen Noten von der in der Niveaugleichung (3) geschätzten längerfristigen Gleichgewichtsbeziehung bereits im folgenden Quartal korrigiert werden.

Die Durbin-Watson-Statistik der Schätzgleichung (4) liegt mit 2,0557 praktisch beim Idealwert von 2,0. Der korrigierte Determinationskoeffizient für diese Differenzgleichung mit Fehler-Korrektur-Spezifikation lautet auf 0,7342, und der Standardfehler der Regression beträgt 0,0091 oder 0,91% des Umlaufs von kleinen Noten.

Ergebnisse für den gesamten Notenumlauf

Für die Planung und Analyse der Geldpolitik der SNB spielen die separaten Umlaufentwicklungen von grossen und kleineren Noten – im Gegensatz zur starken Bedeutung des Gesamtnotenumlaufs – an sich keine Rolle. Der primäre Beweggrund zu der erfolgten Aufteilung bei der empirischen Analyse des Notenumlaufs in der vorliegenden Studie war die Erwartung, auf diese Weise ein qualitativ besseres Analyse- und Prognosemodell für den gesamten Notenumlauf entwickeln zu können.

Durch das nachträgliche Zusammenlegen der

Tabelle 3: Schätzergebnisse für den gesamten Notenumlauf

	Erste Stufe: Niveau- schätzung	Zweite Stufe: Differenzen- schätzung
Gleichung	(5)	(6)
Erklärte Variable:	LN	ΔLN
Erklärende Variablen (In Niveau- bzw. Differenzenform):		
L \bar{K}	1,0659 (24,9)	1,0198 (6,6)
LZS	-0,0975 (10,2)	-0,0972 (5,5)
DST	0,0099 (3,6)	0,0059 (2,8)
D72-80	0,0268 (3,3)	0,0195 (2,5)
T72-80	0,0025 (8,3)	0,0027 (2,8)
T80-85	0,0025 (9,7)	0,0030 (3,0)
T	-0,0028 (8,0)	-0,0025 (1,9)
T70-75	-0,0065 (11,6)	-0,0067 (3,4)
SD14	-0,0072 (3,1)	-0,0062 (4,9)
SD24	-0,0037 (2,1)	-0,0046 (4,8)
SD34	-0,0030 (1,3)	-0,0043 (3,3)
TSD13	0,0001 (3,3)	0,0001 (5,1)
Konstante	-1,4404 (3,7)	—
$\varepsilon_{\text{N}-1}$	—	-0,3647 (4,5)
\bar{R}^2	0,9847	0,8588
F (11,96) bzw. F (11,95)	547,8	54,7
Durbin-Watson-Statistik	0,7754	1,8308
Std. Fehler der Regression	0,0100	0,0075
Schätzintervall	1962Q1-1988Q4	1962Q2-1988Q4

Modelle für die grossen und kleinen Noten in ein gemeinsames Modell für den gesamten Notenumlauf kann ein übersichtlicheres und bequemeres empirisches Analyse- und Prognoseinstrument für die Geldpolitik geschaffen werden. In Tabelle 3 sind die entsprechenden Ergebnisse für den gesamten Notenumlauf zusammengefasst. Die Spezifikation des Modells umfasst die Erklärungsvariablen sowohl der grossen Noten gemäss Tabelle 1 als auch der kleinen Noten gemäss Tabelle 2. Ausserdem ist die Variable T72-85 des Modells in Tabelle 1 im Modell der Tabelle 3 zur klareren Beurteilung in die Hor-

tungsphase T72–80 und die Enthortungsphase T80–85 zerlegt worden.

Die Niveaugleichung (5) für den gesamten Notenumlauf wurde für den Zeitraum 1962Q1–1988Q4, d. h. 108 Quartale, geschätzt. Die Durbin-Watson-Statistik beträgt 0,7754, was genügend hoch ist, dass auf Cointegration geschlossen werden kann.¹¹

Der Standardfehler der Cointegrationsregression ist 0,0100 oder 1,0%, was auf Stufe 1 einer sehr guten Präzision entspricht. Die geschätzten Koeffizienten für den gesamten Notenumlauf stimmen mit einem gewogenen Durchschnitt der entsprechenden Koeffizienten in Tabelle 1 und 2 gut überein. Dies bedeutet, dass jene Erklärungsvariablen, die nur in der Spezifikation der grossen (kleinen), aber nicht der kleinen (grossen) Noten vertreten waren, bei den kleinen (grossen) Noten in der Tat keine wesentliche Rolle spielen. Da die Variablen Notenumlauf, Transaktionsvolumen und Zinssatz in logarithmischer Form spezifiziert sind, repräsentieren die Koeffizienten von LK und LZS konstante Elastizitäten. Die langfristige Elastizität des Notenumlaufs in bezug auf die Transaktionsvariable beträgt 1,0659 (t-Wert 24,9). Die Abweichung vom Wert 1 ist statistisch nicht signifikant. Die langfristige Elastizität in bezug auf den Zinssatz auf Spareinlagen liegt bei -0,0975 (t-Wert 7,9). Dies bedeutet beispielsweise, dass unter anderweitig gegebenen Umständen der Notenumlauf bei einem Sparzinssatz von 4% um 2,8% tiefer ist als bei einem Sparzinssatz von 3%.

Die dem Stichtag für die zweijährigen Steuerdeklarationen vorangehende Notenhaltung im Laufe des vierten Quartals eines geraden Kalenderjahres und die entsprechende Enthortung im Laufe des folgenden Quartals erhöht den durchschnittlichen Notenumlauf gemäss dem Koeffizienten von DST um je 0,0099 (t-Wert 3,6) oder 1%. Der bei den grossen Notenabschnitten festgestellte Fiskaleffekt bestätigt sich in den Regressionsergebnissen für den gesamten Umlauf.

Die mit den strengen Abwehrmassnahmen gegen ausländische Gelder in Verbindung gebrachte Hortung durch oder für Devisenausländer manifestiert sich in der Cointegrationsglei-

chung mit stark signifikanten Schätzkoeffizienten. Der anhand der Variablen D72–80 geschätzte Niveaueffekt beträgt 0,0268 (t-Wert 3,3) oder 2,7% des totalen Notenumlaufs während des Zeitraums viertes Quartal 1972 bis erstes Quartal 1980. Auf die beiden Aussenquartale des Hortungsintervalls, das dritte Quartal 1972 und das zweite Quartal 1980, entfällt gemäss a priori Spezifikation der Variablen D70–80 ein halb so grosser Effekt. Zusammen mit dem zusätzlichen kumulativen Hortungseffekt, der mit Hilfe der Variablen T72–80 auf 0,0025 (t-Wert 8,3) oder 0,25% pro Quartal geschätzt wird, ergibt sich im ersten Quartal 1980 ein Höchststand an gehorteten Banknoten von rund 2,2 Mrd. Franken oder 11% des gesamten Notenumlaufs. Dieses Resultat bestätigt weitgehend das diesbezügliche Ergebnis von knapp 10%⁶ in der Studie von Ettlín (1987). Die anschliessende kumulative Enthortung wird in Tabelle 3 anhand der Variablen T80–85 separat geschätzt. Der Koeffizient 0,0025 (t-Wert 9,7) der Variablen T80–85 entspricht genau demjenigen von T72–80. Somit wird ein vollständiger Abbau der Hortung impliziert. Da die Variable T80–85 in Schritten von 1,5 bis auf Null zurückgeht, ergibt sich im erwähnten Zeitraum pro Quartal eine Reduktion von $1,5 \times 0,0025$ oder 0,00375, was pro Jahr $-1,5\% \times 0,00375$ des gesamten Notenumlaufs ausmacht.

Die geschätzten Wirkungen der Steuerveranlagungstermine und der Abwehrmassnahmen gegen ausländische Gelder betreffen die grossen Abschnitte im gesamten Notenumlauf. Die Zeitrendeffekte im gesamten Notenumlauf repräsentieren langfristige Veränderungen der Zahlungsgewohnheiten, die gemäss den Tabellen 1 und 2 offensichtlich nur den Umlauf der kleineren Abschnitte signifikant beeinflusst haben. Für den gesamten Notenumlauf resultiert daraus ein konstanter Zeittrend von -0,0028 (t-Wert 8,0), was -1,1% pro Jahr entspricht. Die ebenfalls bei den kleinen Noten festgestellte stark beschleunigte Veränderung der Zahlungsgewohnheiten – die mit der Einführung der Salär- oder Gehaltskonten sowie der Swiss-Cheque-Karte durch die Banken in Verbindung gebracht wurde – zeigt

¹¹ Die Argumentation ist auch in diesem Fall analog zu den Erläuterungen in Fussnote 7.

sich in der Regression für den gesamten Notenumlauf mit einem Koeffizienten der Variablen T70–75 von $-0,0065$ (t -Wert 11,6). Der entsprechende Rückgang des gesamten Notenumlaufs erreichte nach sechs Jahren rund 17%.

Die Koeffizienten der Saisonfaktoren SD14, SD24, SD34 und TSD13 schliesslich messen die normalen jahreszeitlichen Schwankungen des Notenumlaufs, nachdem die übrigen Erklärungsvariablen kein jährliches Saisonmuster aufweisen. Speziell zu beachten ist dabei die langfristige Veränderung der Saisonschwankungen zwischen dem ersten und dritten Quartal, die anhand der Variablen TSD13 geschätzt wird. Der kumulative Effekt von 1962 bis 1988 beträgt $+1,3\%$ des Notenumlaufs für das erste Quartal und $-1,3\%$ für das dritte Quartal.

Analog zu den in den Tabellen 1 und 2 aufgeführten Resultaten ergibt gemäss Tabelle 3 die auf zweiter Stufe geschätzte Differenzgleichung (6) für den gesamten Notenumlauf sehr ähnliche Koeffizienten wie die auf erster Stufe geschätzte Niveaugleichung (5). Weder bezüglich der Transaktionsvariablen LK noch der Opportunitätskostenvariablen LZS gibt es Anzeichen für eine verzögerte Reaktion des gesamten Notenumlaufs. Die Fehler-Korrektur-Variablen ε_{N-1} hat einen Koeffizienten von $-0,3647$ (t -Wert 4,5). Dies bedeutet, dass 36% einer im Vorquartal realisierten Abweichung von der als erste Stufe geschätzten längerfristigen Gleichgewichtsbeziehung umgehend korrigiert werden. Die geschätzten Grössen des Koeffizienten der Fehler-Korrektur-Variablen und des entsprechenden t -Wertes sind ein weiteres Indiz für Cointegration der Variablen der Niveaugleichung (5).

Nachdem die geschätzten systematischen Reaktionen sowohl in Tabelle 3 als auch in den Tabellen 1 und 2 auf kurze und lange Sicht praktisch übereinstimmen, ist beim Notenumlauf kaum mit systematisch verzögerten Wirkungen auf Veränderungen der Transaktions- und Zinsvariablen zu rechnen. Bei den üblichen Formulierungen von Geldnachfragefunktionen, welche die erklärte Variable in verzögerter Form als erklärende Variable einschliessen, sind dagegen die entsprechenden systematischen Verzögerungen normalerweise sehr ausgeprägt. Für die

se Formulierungen mit langsamer systematischer Anpassung gibt es jedoch aus heutiger Sicht keine solide ökonomische Begründung. Die meisten bisherigen Schätzungen von Nachfragefunktionen für die verschiedenen Geldaggregate im In- und Ausland haben aber dieses fragwürdige Verfahren angewendet. Insbesondere Goodfriend (1985) hat in einem bemerkenswerten Papier diesen Zustand kritisiert, allerdings ohne empirische Alternativen zu präsentieren. Nach seiner Argumentation liegt der eigentliche Grund für die scheinbare empirische Überlegenheit der Partialanpassungshypothese nicht in langsamen Reaktionen, sondern in Messfehlern bezüglich der verwendeten Transaktionsvariablen. Die in der hier vorliegenden Studie entwickelten empirischen Modelle hingegen dürften die von Goodfriend vermissten wichtigen Eigenschaften weitgehend aufweisen. Zu diesem Erfolg hat u. a. die Verwendung eines gleitenden

¹² Zum Vergleich mit den vorgestellten Modellergebnissen für den Gesamtnotenumlauf wurden auch die entsprechenden Modellspezifikationen von Galli (1980), Seiterle (1980), Kohli (1984) sowie von Rich und Béguelin (1985) überprüft. Dies geschah aufgrund von Quartalsschätzungen mit Daten bis und mit 1988. Für das reale Partialanpassungsmodell von Kohli war das Ergebnis, im Gegensatz zu den Resultaten für den Zeitraum bis zu den frühen achtziger Jahren, unbefriedigend. Dies betrifft vor allem die durchaus mangelnde Plausibilität und Stabilität der mittels des laufenden realen Bruttosozialprodukts geschätzten Transaktionselastizität. Die nominellen Partialanpassungsmodelle von Galli und Seiterle ergaben anhand des laufenden nominellen Konsums und des Sparzinssatzes weiterhin plausible und ziemlich stabile langfristige Transaktions- und Zinselastizitäten, jedoch kurzfristig mit erheblichen Wirkungsverzögerungen, die weniger plausibel sind. Mit der Spezifikation von Rich und Béguelin, die von der Partialanpassungshypothese keinen Gebrauch machten, wurden dagegen anhand des laufenden nominellen Bruttosozialprodukts und der Rendite langfristiger Bundesobligationen unplausible und instabile Elastizitäten geschätzt.

Als weiterer Vergleich wurden mit den aufdatierten Quartsreihen auch Cointegrationsversionen der erwähnten früheren Studien geschätzt. Dabei wurden aufgrund der langfristigen nominellen Modellspezifikationen von Galli, Seiterle sowie von Rich und Béguelin plausible und ziemlich stabile Koeffizienten erreicht. Die Standardfehler sind jedoch rund vier bis fünf Mal so hoch wie in Gleichung (5), wo insbesondere die Hortung von grossen Banknoten in den siebziger Jahren berücksichtigt ist. Die Durbin-Watson-Statistik deutet bei den Versionen von Galli und Seiterle Cointegration an. Die entsprechenden Fehler-Korrektur-Modelle sind jedoch mehr oder weniger unbefriedigend.

Acht-Quartals-Mittels für die Transaktionsvariable massgebend beigetragen.

Abschliessend soll noch auf die vergleichsweise sehr gute Präzision der Schätzgleichung (6) hingewiesen werden. Der Standardfehler der Regression beträgt 0,0075, was 0,75% des Notenumlaufs im ausgedehnten Zeitintervall 1962Q2–1988Q4 entspricht. Zudem erscheinen insbesondere die für die Geldpolitik wichtigen Schätzkoeffizienten der Transaktions- und Zinselastizitäten als ungewöhnlich zuverlässig und stabil.¹² Quartalsprognosen für 1989 aufgrund des in Tabelle 3 aufgeführten Modells haben den vorerst sehr hohen und anschliessend stark rückläufigen Zuwachs des schweizerischen Notenumlaufs erfreulich genau angezeigt.

Literaturverzeichnis

- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, Vol. 55
- Engle, R. F. and Yoo, B. S. (1987), «Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems», *Journal of Econometrics*, 35
- Ettlin, F. (1987), «The Demand for Bank Notes in Switzerland: An Error-Correction Approach», *Paper Presented at the Oekonometiker-Tagung 1987*, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung, Universität Basel, 23. 10. 1987
- Ettlin, F. und Fluri, R. (1986), «Der Einfluss der Steuerveranlagung auf den Notenumlauf – Identifikation und Quantifizierung», *Geld, Währung und Konjunktur*, Quartalsheft der Schweizerischen Nationalbank, Nr. 3
- Galli, A. (1980), «Die Nachfrage nach Bargeld in der Schweiz», *Beilage zum Monatsbericht der Schweizerischen Nationalbank*, Heft Nr. 3
- Hendry, D. F., editor (1986), *Econometric Modelling with Cointegrated Variables*, Special Issue, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, Nr. 3, 1986
- Kohli, U. (1984), «La demande de monnaie en Suisse réexaminée», *Geld, Währung und Konjunktur*, Quartalsheft der Schweizerischen Nationalbank, Nr. 4
- Rich, G. and Béguelin, J.-P. (1985) «Swiss Monetary Policy in the 1970s and 1980s», *Monetary Policy and Monetary Regimes*, Center for Research in Government Policy and Business, Graduate School of Management, University of Rochester
- Seiterle, H. (1980), «The Demand for Bank Notes of Different Denominations in Switzerland», *Paper prepared for the BPC Statistics Committee Meeting in Rome*, March 26–28, 1980