

Umlaufgeschwindigkeit und Volatilität der Geldmenge M_1

von Andreas M. Fischer*

1. Einführung

Die Schweizerische Nationalbank verfolgt seit 1973 eine Geldmengenpolitik. Sie strebt dabei ein Wachstum der Notenbankgeldmenge auf mittlere Sicht an. Auf diese Weise versucht sie, das Preisniveau stabil zu halten. Obwohl sich die Nationalbank grundsätzlich am Ziel eines stabilen Preisniveaus orientiert, nimmt sie bei der Festlegung ihrer Geldpolitik auch auf andere Faktoren – insbesondere die Wechselkurslage – Rücksicht. Sie betrachtet daher ihre Geldmengenziele nicht als völlig starre Regeln, sondern weicht unter Umständen kurzfristig vom angekündigten Kurs ab (Rich 1987).

Das pragmatische Vorgehen der Nationalbank führte dazu, dass die Notenbankgeldmenge zeitweise stark um ihren längerfristigen Trend schwankt. Die Geldmenge M_1 bewegte sich in den letzten Jahren noch ausgeprägter als die Notenbankgeldmenge. Das in Grafik 1 dargestellte Volatilitätsmass illustriert diesen Sachverhalt. Die Grafik lässt gleichzeitig erkennen, dass Volatilität und Umlaufgeschwindigkeit von M_1 negativ miteinander korreliert sind. Eine vorhersehbare Umlaufgeschwindigkeit – anders ausgedrückt: eine stabile Geldnachfragefunktion – ist für die erfolgreiche Durchführung einer Geldmengenpolitik von zentraler Bedeutung. Der in Grafik 1 festgestellte Zusammenhang zwischen Umlaufgeschwindigkeit und Volatilität von M_1 wirft darum die Frage auf, ob von der Geldpolitik in der Schweiz destabilisierende Einflüsse auf Umlaufgeschwindigkeit und Geldnachfrage ausgingen. Die Frage müsste bejaht werden, wenn sich die von der Geldpolitik beeinflusste Volatilität der Geldmenge als eine wichtige Ursache der Schwankungen der Umlaufgeschwindigkeit erwiese. Ein massgeblicher Einfluss der Volatilität auf die Geldnachfrage würde für die schweizerische Geldpolitik bedeuten, dass der Forderung der Monetaristen nach einer Verstetigung des Geldmengenwachstums

(Brunner [1983] und Poole [1982]) vermehrtes Gewicht beizumessen wäre.

Friedman (1984) behauptete im Zusammenhang mit der Geldmengenpolitik, welche das amerikanische Federal Reserve Board 1979–82 führte, dass eine volatile Geldmengenentwicklung tatsächlich die Geldnachfrage und damit die Umlaufgeschwindigkeit beeinflusse. Während der genannten Periode stieg die Volatilität der amerikanischen Geldmenge stark an, die Geldnachfrage erhöhte sich, und die Umlaufgeschwindigkeit sank. Friedmans Hypothese deutet diese Entwicklung kausal: Eine kurzfristig sehr unstete Geldpolitik erhöht die Unsicherheit über die künftige Geldmengenentwicklung.¹ Je grösser diese Unsicherheit – gemessen an der Volatilität der Geldmenge – ist, desto höher fällt der Vermögensanteil aus, den Haushalte und Unternehmungen in Form von Geld statt von nicht liquiden Anlagen halten wollen. Da die Geldnachfrage somit bei höherer Volatilität der Geldmenge steigt, ergibt sich eine gegenläufige Beziehung zwischen Volatilität und Umlaufgeschwindigkeit.

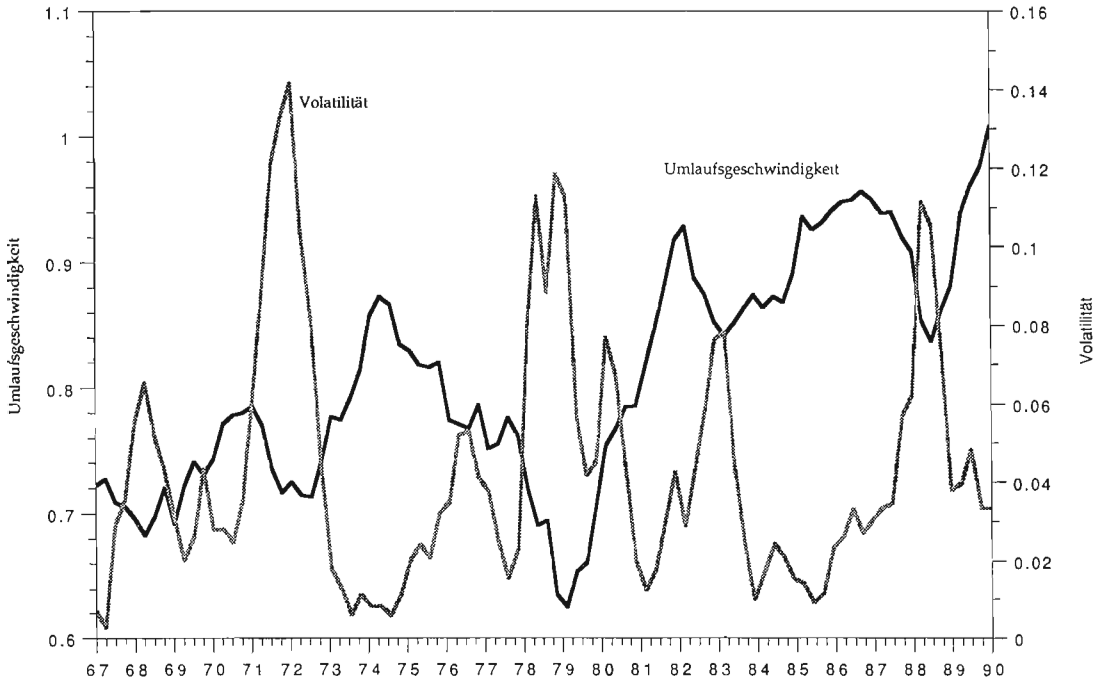
Für die Vereinigten Staaten überprüften Hall und Noble (1987) die Friedman-Hypothese. Aufgrund eines bivariaten Kausalitätstests nach Granger (1969) ermittelten sie die Volatilität der Geld-

¹ Andere Erklärungen besagen, dass die Schwankungen der Umlaufgeschwindigkeit auf Änderungen der traditionellen Bestimmungsvariablen der Geldnachfrage zurückgeführt werden können. Bei steigender Inflation wird beispielsweise auch die Umlaufgeschwindigkeit zunehmen, da in diesem Fall Geld weniger attraktiv ist als andere Vermögensanlagen (Judd und Scadding [1982] und Stone und Thornton [1987]).

Ein anderer Hauptgrund für Schwankungen der Umlaufgeschwindigkeit in den Vereinigten Staaten ist die Einführung neuer Finanzinstrumente. Voicker (1983) und Stone und Thornton (1987) behaupten, dass Finanzinnovationen die Nachfrage nach Sichteinlagen im Verhältnis zu anderen Vermögensanlagen erhöhten. In den Vereinigten Staaten sind beispielsweise die «NOW Accounts» (verzinsliche Sichteinlagen) ein Teil der Geldmenge M_1 . Dies bedeutet, dass die Umlaufgeschwindigkeit durch die neue Definition der Geldmenge verändert worden ist.

* Bereich Volkswirtschaft, Schweizerische Nationalbank

Grafik 1: Umlaufgeschwindigkeit und Volatilität



menge als wichtigen Bestimmungsgrund der Umlaufgeschwindigkeit. Weitere Untersuchungen von Brocato und Smith (1989) sowie von Mehra (1989) zeigten allerdings, dass dieses Ergebnis nicht gesichert ist; die Granger-Kausalitätstests führen nämlich je nach Spezifikation zu unterschiedlichen Resultaten.

Im vorliegenden Aufsatz wird die Friedman-Hypothese für die Schweiz untersucht. Dabei benutzen wir statt der in den USA verwendeten bivariaten Granger-Tests eine multivariate Spezifikation. Sie erlaubt, neben der Volatilität der Geldmenge auch andere, für die Erklärung der schweizerischen Umlaufgeschwindigkeit wichtige Einflussfaktoren wie Zinssätze und Wechselkurse (Rich [1987, 1990], Rich und Béguelin [1985]) in die Überprüfung einzubeziehen. Ein weiterer Test der Hypothese wird zudem im Rahmen einer Geldnachfragefunktion durchgeführt. Dabei wird geprüft, ob eine verbesserte Erklärung der schweizerischen Geldnachfrage resultiert, wenn die Volatilität der Geldmenge als zusätzlicher Einflussfaktor in die Gleichung miteinbezogen wird.

2. Granger-Tests

Um die Friedman-Hypothese in einem multivariaten Fall mit dem Granger-Test zu überprüfen, wird ein vektorautoregressives (VAR-)System spezifiziert,

$$\begin{bmatrix} \beta_{11}(L) & \beta_{12}(L) & \beta_{13}(L) \\ \beta_{21}(L) & \beta_{22}(L) & \beta_{23}(L) \\ \beta_{31}(L) & \beta_{32}(L) & \beta_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t \\ x_t \\ s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Darin bezeichnet v_t die Umlaufgeschwindigkeit von M_1 , x_t sind andere Variablen, μ_t ist ein normalverteilter Störterm, und s_t ist ein Mass für die Volatilität der Geldmengenwachstumsrate.

Um s_t zu modellieren, haben wir ein gleitendes Mittel benützt. Dies ist die am häufigsten verwendete Methode, um Unsicherheitsvariablen zu konstruieren (Gylfason [1981], Klein [1977], Pindyck [1984]). Gemäss dieser Methode wird die Volatilität (s_t) des Geldwachstums M_1 folgendermassen definiert:

$$s_t = k^{-1} \sum_{j=0}^{k-1} (\Delta M_{1,t-j} \Delta \rho_{t-j}^{M_1})^2, \quad (2)$$

$$\text{wobei } \Delta \rho_{t-j}^{M_1} = k^{-1} \sum_{i=0}^{k-1} \Delta M_{1,t-i}$$

In Gleichung (2) wird angenommen, dass alle Variablen stationär sind. Es gibt weder für diese Definition der Volatilität noch für die lineare Form von Gleichung (2) eine zwingende ökonomische Begründung. Unklarheiten bestehen auch bezüglich der Wahl der Verzögerungslängen k . Für M_1 stellt sich heraus, dass zwischen $k=4$ oder $k=8$ keine grossen Unterschiede bestehen, jedoch zwischen $k=2$ und $k=4$.²

Da wir uns nicht für die Rückwirkungen der Umlaufgeschwindigkeit auf die anderen Variablen des Systems interessieren, brauchen wir hier nicht das ganze VAR-System zu berücksichtigen. Um unsere Granger-Kausalitätstests durchzuführen, können wir es auf eine Gleichung reduzieren, nämlich auf

$$v_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i v_{t-i} + \sum_{i=1}^r \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i s_{t-i} + \mu_{1t} \quad (3)$$

Granger-Kausalität heisst in unserem Falle folgendes: Wenn s_{t-k} kein Bestimmungsgrund für v_t ist – d. h., wenn s_{t-k} für $k > 0$ bezüglich v_t nicht kausal ist –, dann sind die beiden Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen $F(v_{t+k}|I_t)$ und $F(v_{t+k}|I_t - s_t)$ gleich (I_t bezeichnet jede verfügbare Information).³

Die Kausalität im Sinne Grangers wird mit einer F-Statistik unter der Nullhypothese, dass alle Koeffizienten der verzögerten Werte (s_t) in Gleichung (3) insignifikant ($\beta_i = 0$) sind, überprüft. Falls wir die Nullhypothese nicht verwerfen können, hat die Volatilität der Geldmenge keinen nachweisbaren Einfluss auf die Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge.

Bekanntlich hängen die Resultate des Granger-Tests von der Wahl der Verzögerungslängen ab. Wenn diese zu kurz sind, verzerren sie die geschätzten Koeffizienten und führen zu irreführenden Ergebnissen. Wenn die Verzögerungen zu lange sind, sind die geschätzten Koeffizienten ineffizient. Aufgrund der Resultate einer ausführli-

chen Monte-Carlo-Untersuchung über Verzögerungslängen und Granger-Tests empfehlen Thornton und Batten (1985) das «Final Prediction Error»-Kriterium (FPE) zur Bestimmung der Länge der Verzögerungen.

3. Die empirischen Ergebnisse

Die Friedman-Hypothese wird anhand von Gleichung (3) mit Quartalsdaten für die Periode 1973:1–1989:4 überprüft. Die Elemente des Vektors x_t sind Preise (p), gemessen am Index der Konsumentenpreise, der Frankenkurs des Dollars (e) und der Dreimonatssatz für Eurofranken-Quartalsendwerte (i). Die Umlaufgeschwindigkeit (v) ist definiert als nominales Bruttosozialprodukt dividiert durch die Geldmenge M_1 (Quartalsendwerte), die Volatilität von M_1 (s_t) ist in Gleichung (2) angegeben. Alle Variablen sind als Logarithmen ausgedrückt und mit Ausnahme der Zinsen und des Wechselkurses saisonbereinigt. Um die Länge der Verzögerungen zu bestimmen, haben wir das FPE-Kriterium verwendet.⁴ Die Gleichung wird in Differenzenform geschätzt. Die angegebenen F-Statistiken sind unter der Nullhypothese berechnet, dass alle Koeffizienten der verzögerten Werte (s_t) in Gleichung (3) insignifikant sind. In unseren Tests haben wir zwei verschiedene Werte für s_t verwendet: $s(2)_t$ mit $k=2$ und $s(4)_t$ mit $k=4$.

Die Resultate sind in Tabelle 1 zusammengestellt. Aufgrund der Granger-Tests mit den zusätzlichen Variablen Preise, Wechselkurs und Zinssatz kann die Friedman-Hypothese weder für $s(2)_t$ noch für $s(4)_t$ verworfen werden. Gleichzeitig

² Verschiedene Studien wie Engle (1983), Engle et al. (1987) und Domowitz und Hakkio (1985) haben Engles (1982) «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity» (ARCH) Struktur gebraucht, um s_t zu modellieren. Unsere Ergebnisse deuten darauf hin, dass ein solcher Prozess für M_1 nicht stationär wäre.

³ Diese Definition basiert auf zwei wichtigen Annahmen (Granger und Newbold [1986]). Erstens kann die Zukunft die Vergangenheit nicht kausal bestimmen, und zweitens enthält die Informationsmenge I_t alle kausalen Variablen für v_t .

⁴ Im Falle von Gleichung (3) ist $FPE(p,r,q) = \min [(T+p+r+q+1)SSR/(T-p-q-r-1)T]$. SSR = «squared sum of residuals».

Tabelle 1: Granger-(Kausalitäts-)Tests der Gleichung (2) in Differenzenform

	Anzahl Beobachtungen	$s_t(2)$	$s_t(4)$
$x_t = \Delta i_t$	68	F(5,52) = 5.24** FPE(5,5,5)	F(5,55) = 4.34** FPE(5,2,5)
$x_t = \Delta p_t$	68	F(5,56) = 5.14** FPE(5,5,5)	F(5,57) = 2.75* FPE(5,0,5)
$x_t = \Delta e_t$	68	F(5,61) = 2.50 FPE(1,0,5)	F(5,60) = 2.76* FPE(2,0,5)

* signifikant auf dem 95%-Signifikanzniveau

** signifikant auf dem 99%-Signifikanzniveau

deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die Inflationsrate und der Frankenkurs des Dollars keine wichtigen Bestimmungsfaktoren der Umlaufgeschwindigkeit sind. Gemäss dem FPE-Kriterium beeinflussen nämlich diese beiden Variablen unsere Granger-Tests und damit auch die Umlaufgeschwindigkeit kaum.

Um die Resultate der Kausalitätstests zu überprüfen, untersuchten wir die Friedman-Hypothese zusätzlich im Rahmen einer Geldnachfragefunktion. Falls die Volatilität der Geldmenge tatsächlich die Umlaufgeschwindigkeit beeinflusst, müsste sie einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Geldnachfrage liefern. Um dies zu überprüfen, gingen wir von der folgenden «Error correction»-Geldnachfragefunktion (Hendry [1985]) aus:⁵

$$\Delta(m-p)_t = -0.00727 - 0.03900\Delta i_t + 0.33464\Delta y_t \quad (4)$$

$$(-1.34) \quad (-10.39) \quad (2.67)$$

$$-0.14233(m-p-.5y)_{t-1} - 0.02061i_{t-1}$$

$$(-4.08) \quad (-4.38)$$

$$R^2 = 0.77 \quad \text{see} = 1.39\%$$

$$\text{AR}(4,51) = 1.60 \quad \text{ARCH}(4,47) = 0.58$$

$$\text{Norm}(2) = 6.58 \quad \text{White}(8,46) = 0.46$$

Schätzperiode: 1973:1–1989:4

Alle Variablen – der dreimonatige Euromarktzinssatz (i_t), das Realeinkommen (y_t) und der Fehlerkorrekturausdruck $(m-p-.5y)_{t-1}$ – sind hochsignifikant. Ihre t-Werte sind in Klammern angegeben. Zusätzlich haben wir einige Spezifikationstests durchgeführt. Die alternative Hypothese für vier-

periodige Autokorrelation (AR) ist verworfen. Die beiden Heteroskedastizitäts-Tests – der Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Test und Whites (1980) genereller Test – verworfen die Nullhypothese von Homoskedastizität nicht. Auch der Test für Normalverteilung der Residuen ist nicht verworfen.⁶

Anhand der Geldnachfragefunktion (4) überprüfen wir nun, ob Grafik 1 nur eine Korrelation darstellt oder ob die Volatilität der Geldmenge M_1 tatsächlich die Umlaufgeschwindigkeit beeinflusst. Die Regression einschliesslich der Volatilität führt zu folgenden Ergebnissen:

$$\Delta(m-p)_t =$$

$$-0.00599 - 0.03855\Delta i_t + 0.32480\Delta y_t \quad (5)$$

$$(-1.05) \quad (-9.36) \quad (2.52)$$

$$-0.14296(m-p-.5y)_{t-1} - 0.02171i_{t-1}$$

$$(-4.09) \quad (-4.43)$$

$$+ 0.4197s(4)_{t-1} + 0.06801s(4)_{t-2} - 0.00567s(4)_{t-3}$$

$$(0.30) \quad (0.64) \quad (-0.05)$$

$$-0.09939s(4)_{t-4}$$

$$(-0.86)$$

$$R^2 = 0.78 \quad \text{see} = 1.42\%$$

$$\text{AR}(4,57) = 1.39 \quad \text{ARCH}(4,43) = 0.47$$

$$\text{Norm}(2) = 5.66 \quad \text{White}(8,46) = 0.51$$

Schätzperiode: 1973:1–1989:4

Die Volatilität $[s(4)_{t-i}, i=1, \dots, 4]$ ist in (5) nicht signifikant. Ein F-Test für fehlende Variablen ergibt als Resultat $F(4,59) = 0.44$. Damit wird die Friedman-Hypothese verworfen. Anders als in Gleichung (3) spielt die Volatilität keine wichtige Rolle bei der Bestimmung der Umlaufgeschwindigkeit und der Geldnachfrage.

Das Resultat der Granger-Kausalitätstests lässt sich also gemäss unserer zusätzlichen Überprüfung nicht aufrechterhalten. Worauf ist dies zu-

⁵ Diese Art Funktion wurde für die Schweiz in verschiedenen Versionen untersucht (Ettlin [1989], Héri und Kugler [1987]).

⁶ Alle Spezifikationstests folgen einer F-Verteilung, ausser dem Test für Normalität, der eine Chi-Quadrat-Verteilung aufweist. Weitere Erklärungen zu Gleichung (4) finden sich in Fischer (1990).

rückzuführen? Die durchgeführten Kausalitätstests leiden möglicherweise an zwei Mängeln. Erstens misst die Volatilität der Geldmenge der Friedman-Hypothese eigentlich die Unsicherheit über den künftigen Verlauf der Geldpolitik. Sie ist also eine Erwartungsvariable, und dies bedeutet, dass eine auf die Zukunft bezogene Grösse einen Einfluss auf gegenwärtige Werte ausübt (Carlstrom und Gamber [1989]). In einem solchen Fall ist die erste der beiden weiter oben angeführten Annahmen des Granger-Tests verletzt; er kann über eine solche Kausalitätsbeziehung nichts Gültiges aussagen. Zweitens bezieht sich der Granger-Kausalitätstest auf alle verfügbaren Informationen. Natürlich haben wir eine sehr beschränkte Informationsmenge benützt und nur ein paar Variablen der Geldnachfrage im ersten Moment ihrer Verteilung beachtet. Die Möglichkeit einer Fehlspezifikation kann deshalb nicht ausgeschlossen werden.

4. Schlussbemerkungen

Wir haben die Friedman-Hypothese, wonach die Volatilität der Geldmenge einen Einfluss auf die Umlaufgeschwindigkeit hat, am Beispiel der Schweiz mit Kausalitätstests untersucht. Wie in Hall und Noble (1987) für die USA fanden wir zwar durch Granger-Tests einen Einfluss der Volatilität auf die Umlaufgeschwindigkeit. Eine zusätzliche Überprüfung der Hypothese zeigte jedoch, dass die Volatilität der Geldmenge M_1 keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Geldnachfrage leistet. Dieses Resultat spricht im Falle der Schweiz gegen die Friedman-Hypothese und zeigt, dass die schweizerische Umlaufgeschwindigkeit hauptsächlich von anderen Einflüssen abhängt.

Literatur

- Brocato, Joe und Kenneth L. Smith (1989), «Velocity and the Variability of Money Growth: Evidence from Granger-Causality Tests», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21, 258–261.
- Brunner, Karl (1983), «Has Monetarism Failed?» *Cato Journal*, 3, 23–62.
- Carlstrom, Charles T. und Edward N. Gamber (1989), «Why We Don't Know Whether Money Causes Output», Federal Reserve of Cleveland, *Economic Review*, 15–34.
- Domowitz, Ian und Craig Hakkio (1985), «Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market», *Journal of International Economics*, 19, 47–66.
- Engle, Robert F. (1982), «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the U.K. Inflation», *Econometrica*, 50, 987–1008.
- (1983) «Estimates of the Variance of U.S. Inflation based upon the ARCH Model», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 15, 286–301.
- Engle, Robert, David M. Lillien und Russel P. Robins (1987), «Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model», *Econometrica*, 55, 251–276.
- Ettlin, Franz (1989), «Der Schweizerische Notenumlauf 1962–1988: Resultate einer ökonomischen Untersuchung aufgrund des Fehler-Korrektur-Ansatzes», *Geld, Währung und Konjunktur*, 3, 257–268.
- Fischer, Andreas M. (1990), «Is Money Really Exogeneous? Testing for Weak Exogeneity in Money Demand», SNB, Zürich, Mimeo.
- Friedman, Milton (1984), «Lessons from the 1979–82 Monetary Policy Experiments», *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, 74, 397–400.
- Granger, Clive W. J. (1969), «Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methodology», *Econometrica*, 37, 424–438.
- Granger, Clive W. J. und Paul Newbold (1986), *Forecasting Economic Time Series*, second edition, Orlando, Fla. Academic Press.
- Gylfason, T. (1981), «Interest Rates, Inflation and the aggregate Consumption Function», *Review of Economics and Statistics*, 63, 233–245.
- Hall, Thomas E. und Nicholas R. Noble (1987), «Velocity and the Variability of Money Growth: Evidence from Granger-Causality Tests», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 19, 112–116.
- Hendry, David F. (1985), «Monetary Economics Myth and Econometric Reality», *Oxford Economic Review*, 1, 72–83.
- Heri, Erwin und Peter Kugler (1987), «Kurzfristige Dynamik und langfristiges Gleichgewicht: Das Beispiel der Geldnachfrage Schweiz», Univ. Bern.
- Judd, John und John Scadding (1982), «The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature», *Journal of Economic Literature*, 20, 993–1023.
- Klein, B. (1977), «The Demand for Quality-Adjusted Cash Balances: Price Uncertainty in the U.S. Demand for Money Function», *Journal of Political Economy*, 85, 691–715.
- Mehra, Yash P. (1989), «Velocity and the Variability of Money Growth: Evidence from Granger-Causality Tests», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21, 262–265.
- Pindyck, Robert S. (1984), «Risk, Inflation and the Stock Market», *American Economic Review*, 74, 335–351.
- Poole, William (1982), «Federal Reserve Operating Procedures», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14, 575–596.
- Rich, Georg (1987), «Swiss and United States Monetary Policy: Has Monetarism Failed?» Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Review*, 3–16.
- (1990) «Exchange Rate Management under Floating Exchange Rates: A Skeptical Swiss View», *Journal of Banking and Finance*, forthcoming.
- Rich, Georg und Jean-Pierre Béguelin (1985), «Swiss Monetary Policy in the 1970s and 1980s», *Monetary Policy and*

- Monetary Regimes*, Graduate School of Management University of Rochester, *Center for Research in Government Policy and Business*, CS-17.
- Stone, Courtney C. und Daniel L. Thornton (1987), «Solving the 1980s Velocity Puzzle: A Progress Report», Federal Reserve Bank of St. Louis, *Economic Review*, 5–23.
- Thornton, Daniel L. (1983), «Why Does Velocity Matter?» Federal Reserve Bank of St. Louis, *Economic Review*, 5–13.
- Thornton, Daniel L. und Dallas S. Batten (1985), «Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17, 164–178.
- Volcker, Paul A. (1983), «Statement to Congress», *The Federal Reserve Bulletin*, March 167–174.
- White, Hal (1980), «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, 48, 817–838.