

Die Datierung von Strukturbrüchen in ökonomischen Zeitreihen

Das Beispiel der Geldnachfragefunktion in Großbritannien

Dr. Norbert Kriedel, Hamburg

1. Einleitung

Während sich die Theorie des Geldangebotes mit der „Produktion“ von Geld, also mit dem Prozess der Geldschöpfung in Form von Zentralbankgeld (Bargeld, Sichteinlagen bei der Notenbank) und Geschäftsbankengeld (Sichteinlagen der Nichtbanken bei den Kreditinstituten) beschäftigt, versucht die Theorie der Geldnachfrage das reale Kassenhaltungsverhalten von Wirtschaftssubjekten zu erklären. Als Einflussfaktoren werden in der Regel eine gesamtwirtschaftliche Produktionsgröße, die (eher kurzfristigen) Nominalzinsen als Opportunitätskosten der Geldhaltung sowie nach *Friedman* (1959, 1970) das mit dem Vermögen verwandte permanente Einkommen angesehen. Ihre geldpolitische Bedeutung erlangt die Kassenhaltung oder Geldnachfrage durch ihren engen Bezug zur Geldumlaufgeschwindigkeit. Ziel des vorliegenden Beitrags ist es zum einen, empirische Evidenz zur Geldnachfrage für Großbritannien zu präsentieren. Dabei werden vor allem die in den letzten 25 Jahre aufgetretenen Strukturbrüche in der britischen Geldnachfragefunktion thematisiert. Sodann wird ein ökonometrisches Verfahren – der **rekursive Chow-Test** – en detail erläutert, mit dessen Hilfe sich Strukturbrüche generell datieren lassen. Großbritannien eignet sich als Objekt einer solchen Fallstudie besonders gut, da das Land nicht der Europäischen Währungsunion beigetreten ist, sodass relative stabile institutionelle Rahmenbedingungen gegeben sind und die übrigen Einflüsse auf die Geldnachfrage untersucht werden können.

2. Geldnachfrage und Umlaufgeschwindigkeit des Geldes

Die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes lässt sich als eine Kennzahl auffassen, welche die Häufigkeit angibt, mit der eine Geldeinheit innerhalb eines bestimmten Zeitraums (ein Quartal, ein Jahr) im Durchschnitt seinen Besitzer, also die Kasse wechselt. Denn ein gegebenes Volumen ökonomischer Transaktionen (Käufe und Verkäufe von Gütern und Dienstleistungen) lässt sich innerhalb einer Volkswirtschaft grundsätzlich mit einer unterschiedlich hohen nominalen Geldmenge bestreiten. Den Ausgleich zwischen der nominalen Geldmenge und dem Umfang der mit den jeweiligen Preisen bewerteten Transaktionen stellt daher die Geldumlaufgeschwindigkeit U her, wie an Hand der **Quantitätsgleichung** deutlich wird:

$$M \cdot U = H \cdot P \quad (1)$$

Hierbei steht M für die vorhandene nominale Geldmenge, die von der Notenbank über die Geldpolitik gesteuert wird, H für das Transaktions- oder Handelsvolumen, P für das durchschnittliche Preisniveau bei sämtlichen Transaktionen. Bei einer Operationalisierung des Transaktionsvolumens durch das reale Bruttoinlandsprodukt Y , gelangt man zu einer leicht abgewandelten Quantitätsgleichung (*Issing* 1998, S.142):

$$M \cdot U_Y = Y_R \cdot P_Y \quad (2)$$

wobei U_Y jetzt die **Einkommenskreislaufgeschwindigkeit des Geldes** darstellt und P_Y nach wie vor das durchschnittliche Preisniveau misst. Da das nominelle Bruttoinlandsprodukt Y dem Produkt aus Y_R und P_Y entspricht, gilt für die Einkommenskreislaufgeschwindigkeit:

$$U_Y = \frac{Y_R \cdot P_Y}{M} = \frac{Y}{M} \quad (3)$$

Formuliert man Gleichung (2) in Wachstumsraten, so resultiert:

$$\frac{\Delta M}{M} + \frac{\Delta U_Y}{U_Y} = \frac{\Delta Y_R}{Y_R} + \frac{\Delta P_Y}{P_Y} \quad \text{oder} \quad (4)$$
$$\frac{\Delta M}{M} = \frac{\Delta Y_R}{Y_R} + \frac{\Delta P_Y}{P_Y} - \frac{\Delta U_Y}{U_Y}$$

Gleichung (4) bietet einer geldmengenorientierten Notenbank eine Art Richtschnur für die Wachstumsrate der nominalen Geldmenge, um ein konstantes Preisniveau anzustreben. Im Rahmen dieser Richtschnur muss die Notenbank die Veränderung der Geldumlaufgeschwindigkeit im Auge behalten. Wie nämlich seit *Keynes* (1937) bekannt ist, kann die von Wirtschaftssubjekten gehaltene Kasse nicht nur zu Transaktionszwecken verwendet, sondern auch auf Grund von Vorsichts- und Spekulationsüberlegungen gehortet werden. Gemäß dieser Motive wird ein Teil der nominal vorhandenen Geldmenge nicht zu Konsumzwecken verwendet, und kann daher auch keine preisteigernden Wirkungen entfalten. Somit muss die Notenbank bei der Entscheidung über die Höhe des Geldangebots Trends im Kassenhaltungsverhalten der Wirtschaftssubjekte einschätzen. Steigt die durchschnittliche Kassenhaltung an, so sinkt die Einkommenskreislaufgeschwindigkeit, da eine Währungseinheit in diesem Falle weniger häufig seinen Besitzer, also die Kasse wechselt. Somit sind Änderungen der Kassenhaltung (Geldnachfrage) auf das engste mit Änderungen der Geldumlaufgeschwindigkeit verknüpft. Wie *Görgens, Ruckriegel* und *Seitz* (2004, S.143) feststellen, verkörpern somit die „**Stabilität der**

Geldnachfrage und [die] **Stabilität der Umlaufgeschwindigkeit** zwei Seiten derselben Medaille“. Inwiefern bei der Geldnachfrage von einer stabilen, in gewissen Grenzen prognostizierbaren Verhaltensfunktion ausgegangen werden kann, soll nun an Hand empirischer Untersuchungen für das Fallbeispiel Großbritannien erörtert werden.

3. Die Frage der Stabilität der Geldnachfrage und der Geldumlaufgeschwindigkeit: Der Fall Großbritannien

Die Frage, ob die Geldnachfrage eine **stabile Verhaltensfunktion** darstellt, ist für eine Notenbank nicht nur im Rahmen einer geldmengenorientierten Politik, wie sie in Gleichung (4) zum Ausdruck kommt, sondern auch bei einer Politik des ‚Inflation targeting‘ von Bedeutung. Bei diesem, seit Beginn der 1990er Jahre unter anderem in Großbritannien praktizierten System orientiert sich die Leitzinspolitik der Notenbank an einem Vergleich zwischen angepeilter Inflationsrate und der Inflationsprognose. In letztere gehen eine Vielzahl von Indikatoren ein, wobei für die Entwicklung der Umlaufgeschwindigkeit in der Regel eine nur geringe Dynamik unterstellt wird. Folgt diese einem stabilen Trend, und lassen sich die unabhängigen Einflussgrößen, welche auf den Trendverlauf wirken, ökonomisch feststellen und messen, so bietet sich zur Bestimmung des Werts der Umlaufgeschwindigkeit eine einfache Trendextrapolation an. Allerdings haben *Grant, Vlieghe* und *Brigden* (2004) für Großbritannien seit 1870 zwei Strukturbrüche im Trendverlauf der Geldnachfrage aufgedeckt. So stellen sie „zwischen 1870 und 1980 einen anscheinend stabilen langfristigen Zusammenhang zwischen der Umlaufgeschwindigkeit und dem kurzfristigen Zinssatz“ fest, der jedoch „zwischen 1981 und 1992 aufzubrechen schien“ (ebenda, S.132). Hierfür wird von den Autoren die in diesem Zeitraum wachsende Bedeutung von **Finanzinnovationen** (Kreditkarten, Geldautomaten, etc.) und veränderte Verhaltensweisen (Übergang zur Überweisung bei der Lohnauszahlung) verantwortlich gemacht. So führte gemäß den Autoren eine Anzahl von die „Kassenhaltung reduzierenden Innovationen zu einem bedeutenden Anstieg der Umlaufgeschwindigkeit“, wobei dieser Anstieg „über jenem lag, der zu erwarteten gewesen wäre, wenn allein die Änderungen der Opportunitätskosten der Geldhaltung ausschlaggebend gewesen wären“ (ebenda, S. 135). Als monetäres Aggregat wird für die Einkommenskreislaufgeschwindigkeit gemäß (3) die Geldmenge „M0“ verwendet, welche in Großbritannien die im Umlauf befindlichen Banknoten und Münzen, sowie Ausgleichskonten der Geschäftsbanken bei der Bank of England umfasst. Wegen ihrer Nähe zur Bargeldhaltung scheint sie für Untersuchungen zur Geldnachfrage gut geeignet zu sein.

Der Zeitraum der Ausbreitung von Finanzinnovationen, welche die Bargeldhaltung teilweise ersetzen, scheint mit den in diesem Zeitraum besonders **hohen Inflationsraten** zu tun zu haben. So sind die im Zuge der Ölkrise stark an-

gestiegenen Inflationsraten als ein Argument für hohe erwartete Inflationsraten in der Zukunft und damit für hohe Nominalzinsen anzusehen, welche die Opportunitätskosten der Geldhaltung stark ansteigen lassen. Vor diesem Hintergrund lassen sich die Finanzinnovationen im Sinne der *Schumpeter*’schen Theorie des Pionierunternehmer-tums als eine endogene Folge hoher Inflationsraten ansehen. Dementsprechend stellen die Autoren auch fest, dass „der Anreiz, in neue Technologien zu investieren, welche es ermöglichen, eine geringere Menge an Bargeld bei einer gegebenen Höhe an Konsumausgaben zu halten, [...] gerade in dieser [Hochinflations]phase bedeutend war“ (S. 132). Ein Beispiel für Finanzinnovationen sind **Geldautomaten**, welche die Möglichkeit bieten, schnell und flexibel an Bargeld zu gelangen, was die durchschnittlich als Kasse gehaltenen Geldbeträge von Wirtschaftssubjekten verringert, da gemäß dem Vorsichtsmotiv auch unvorhergesehene und attraktiv erscheinende Kaufmöglichkeiten mit geringem zeitlichen Aufwand und ohne das Vorhalten von Bargeld getätigt werden können.

Anreize zur **Kosteneinsparung** ergaben sich in den Unternehmen darüber hinaus bei der praktischen Durchführung der Entlohnung ihrer Mitarbeiter, die zu Ende der 1970er Jahre noch zu 50 % in Form von Bargeldzahlung erfolgte. Die gestiegenen Darlehenszinsen machten die allmonatlichen Spitzen in der Kassenhaltung der Unternehmen, die eine Barentlohnung erforderte, zu einem teuren Unterfangen. Kostenüberlegungen ließen somit den Anteil der Barentlohnung bis zum Jahre 2003 auf 7 % fallen.

Diese Werte offenbaren eine gewisse Tendenz zu **Sättigungstendenzen** bei der Substitution traditioneller durch neuere Finanzinstrumente, die auch durch die Wachstumsrate der Zahl der in Großbritannien vorhandenen Geldautomaten bestätigt wird. Nicht nur die Wachstumsrate ihrer reinen Anzahl, sondern auch die Wachstumsrate des Werts der von Geldautomaten abgehobenen Geldbeträge ist in Großbritannien etwa seit dem Beginn der 1990er Jahre auf ein Niveau nahe null Prozent gefallen. Auf ein gleich niedriges Niveau ist vom Jahre 1976 an bis etwa 2001 die Wachstumsrate des mit Kreditkarten abgewickelten Transaktionsvolumens gesunken. Insofern erscheint es nicht sehr erstaunlich, dass *Grant, Vlieghe* und *Brigden* (2004, S. 135) bei der Anpassung einer theoretischen Geldnachfragefunktion an empirische Daten für das Großbritannien von 1870 bis zum Jahr 2002 drei voneinander getrennte Zeiträume herausarbeiten konnten. Das dabei verwendete Modell (*Grant, Vlieghe* und *Brigden*, 2004, S. 136) enthält neben der zu erklärenden Realkassenhaltung m_t eine Transaktionsvariable (die realen Konsumausgaben c_t) sowie eine Opportunitätskostenvariable (einen kurzfristigen Nominalzinssatz R_t):

$$m_t = \left(\frac{\delta}{1 - \delta} \right) c_t \cdot \left[\frac{1 + R_t}{R_t} \right]^\sigma \quad (5)$$

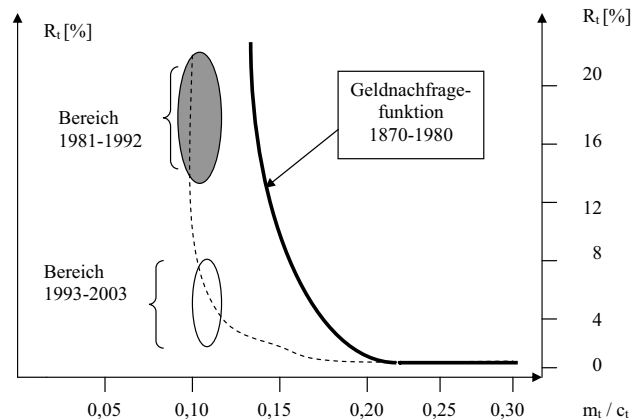
Hierbei bezeichnen σ und δ Parameter des Modells, die für den Zeitraum 1870 bis 2002 geschätzt werden. Von besonderem Interesse für die Geldpolitik ist die **Zinselastizität der Geldnachfrage** $\varepsilon_{m,R}$:

$$\varepsilon_{m_t, R_t} = \frac{\frac{\partial m_t}{\partial R_t}}{\frac{m_t}{R_t}} = \frac{\partial m_t}{\partial R_t} \cdot \frac{R_t}{m_t} = -\sigma \cdot \left(\frac{1}{1 + R_t} \right) \quad (6)$$

Da R_t selbst in Formel (6) auftaucht, hängt der Betrag der Zinselastizität der Geldnachfrage offensichtlich auch von der Höhe des Nominalzinses ab, wobei mit steigendem Zins (bei gegebenem Wert für σ) der Betrag der Zinselastizität der Geldnachfrage abnimmt. Um nicht nur das Ausmaß, also den Betrag, sondern auch die Richtung der Änderung der Geldnachfrage bei einer Zinsänderung feststellen zu können, muss der Parameter σ statistisch geschätzt werden. Grant, Vlieghe und Brigden erhalten für den gesamten Zeitraum von 1870 bis zum Jahr 2002 mittels Regressionschätzung für σ den Wert $-0,283$. Da dieser negative Wert einen positiven Wert für die Zinselastizität in (6) implizieren würde, ist er aus ökonomischer Sicht als unsinnig anzusehen, da er eine steigende Geldnachfrage bei höher werdenden Nominalzinsen ausdrückt, was der Opportunitätskostenlogik widerspricht. Daher deutet dieser Wert auf eine **Fehlspezifikation des Modells** hin, die durch Nichtbeachtung eines Strukturbruchs in der Zins-Geldnachfrage-Beziehung verursacht sein könnte.

Diese Vermutung wird bekräftigt, wenn die Wertepaare $[(m_t / c_t), R_t]$ in ein Koordinatensystem eingetragen werden, wobei das Verhältnis von realer Geldnachfrage (Quotient aus nominaler Geldnachfrage und dem Preisniveau) zu realem Konsum auf der Abszisse und der Nominalzins R_t auf der Ordinate abgetragen wird (vgl. Abb. 1). Tatsächlich ist ein fallender Verlauf der Punktwolke für Wertepaare von 1870 bis etwa 1980 feststellbar, was der ökonomischen Logik des Opportunitätskostenkalküls entspricht. Hingegen fehlt ein fallender Verlauf für den Zeitraum der 1980er Jahre, der sich aber in den 1990er Jahre wieder re-etabliert zu haben scheint. Um den genauen **Strukturbruchzeitpunkt** festzustellen, dehnen Grant, Vlieghe und Brigden einen ersten Teildatensatz ab 1870 graduell (jeweils um ein Jahr) solange in Richtung der Zukunft (aus der Sicht des Jahres 1870!) aus, bis die geschätzten Parameterwerte von σ und δ instabil werden. Als Zeitpunkt für den Strukturbruch erhalten sie das Jahr 1980. Dieses, auf dem rekursiven Chow-Test (vgl. Abschnitt 4) basierende Verfahren wird in ähnlicher Weise zur Bestimmung des zweiten Strukturbruchs angewandt. Hierfür wird ein Teildatensatz von 2003 aus in Richtung Vergangenheit so lange ausgedehnt, bis ebenfalls die Schätzwerte für σ und δ instabil werden. Man erhält als weiteren **Strukturbruchzeitpunkt** das Jahr 1992.

Anhand von Abb. 1 lässt sich für den ovalen (grau) schraffierten Bereich, der die Zeitreihenwerte (1981 – 1992) enthält, eine Linksverschiebung der Wertepaare $[(m_t / c_t), R_t]$ feststellen. Dies bedeutet, dass zu jedem Nominalzinssatz eine geringeres reales Kassenhaltungs-Konsum-Verhältnis vorherrschte als im vorherigen Zeitraum (1870 – 1980). Diese Verhaltensänderung ist durch die Ausbreitung der oben angesprochenen **Finanzinnovationen** in den 1980er Jahren erklärbar, welche es einem Individuum ermöglich-



Quelle: Eigene Darstellung nach Grant, Vlieghe und Brigden (2004, S. 137)

Abb. 1: Das Verhältnis von realer Geldnachfrage zu realem Konsum (m_t / c_t) und der kurzfristige Nominalzins R_t in Großbritannien (1870–2003) in stilisierter Darstellung

ten, einen gegebenen Konsum mit einer geringeren **Bar-geldhaltung** zu bestreiten.

Ferner wird durch die im ovalen schraffierten Bereich senkrecht verlaufende gestrichelte Geldnachfragefunktion angedeutet, dass die ökonomisch plausible, nämlich entgegengesetzte Beziehung zwischen Nominalzins und Kassenhaltung in den 1980er Jahren nicht vorhanden gewesen sein kann. Im Gegensatz dazu offenbart der ovale, nicht schraffierte Bereich, der die Wertepaare $[(m_t / c_t), R_t]$ für den Zeitraum 1993–2003 enthält, eine Wiederherstellung der ökonomisch plausiblen inversen Beziehung zwischen R_t und (m_t / c_t) .

Es ist allerdings zusätzlich erkennbar, dass der **Absenkungseffekt** auf die Kassenhaltung, der durch die Finanzinnovationen der 1980er Jahre ausgelöst worden war, von dauerhafter Wirkung auf die Kassenhaltung gewesen ist.

4. Der rekursive Chow-Test – ein Instrument zur Datierung von Strukturbrüchen

Um das im vorherigen Kapitel bereits angedeutete Verfahren des Aufdeckens von Strukturbruchzeitpunkten genauer zu erläutern, soll der rekursive Chow-Test im Detail dargestellt werden. Bei diesem Test wird in einer Zeitreihe, in welcher ein Strukturbruch vermutet wird, zunächst an Hand einer optischen Inspektion des Datenmaterials ein grober Bereich ausgewählt, in welchem der Zeitpunkt des Strukturbruchs etwa vermutet wird. Da im Normalfall von einer wertmäßigen Konstanz der Schätzwerte für die Parameter eines Regressionsmodells ausgegangen wird, beinhaltet ein Strukturbruch eine wertmäßige (und bis auf weiteres dauerhafte) Änderung eines oder mehrerer geschätzter Modellparameter. Ein Strukturbruch im Nominalzins-Geldnachfrage-Verhältnis wird durch eine Änderung des Schätzwertes für σ erfasst. Die **Schätzung der Modellparameter** kann hier jedoch nicht ohne eine vorherige logarithmische Transformation durchgeführt werden, da das Prinzip der Kleinsten Quadratsummen eine lineare Struk-

tur des zu schätzenden Zusammenhangs voraussetzt. Es ergibt sich also konkret folgendes transformiertes Modell:

$$\ln m_t = \ln \left(\frac{\delta}{1-\delta} \right) + \ln c_t + \sigma \cdot \ln \left[\frac{1+R_t}{R_t} \right], \quad (7)$$

oder, nach der Umbenennung gemäß

$$\ln(m_t) = m_t^*, \ln \left(\frac{\delta}{1-\delta} \right) = \delta^*, \ln c_t = c_t^*, \ln \left[\frac{1+R_t}{R_t} \right] = R_t^* \quad (8)$$

die darauf folgende Gleichung:

$$m_t^* = \delta^* + c_t^* + \sigma \cdot R_t^*. \quad (9)$$

Das transformierte Modell aus Gleichung (9) wird zur Abschätzung von δ^* , des daraus abgeleiteten Parameters δ , sowie von σ für einen ersten Teil des gesamten Datensatzes verwendet. Nun wird der Datenumfang, der dabei einbezogen wird, schrittweise in den Bereich ausgedehnt, in dem der Strukturbruch vermutet wird. Für jeden (jeweils um ein Jahr erweiterten) Datensatz, der durch die **schrittweise Ausdehnung** entsteht, erfolgt eine Schätzung der Modellparameter δ^* und σ aus (9).

Es resultiert also eine Abfolge von Schätzungen, die sich untereinander in Bezug auf den einbezogenen Datensatz jeweils um ein Wertepaar $[(m_t / c_t), R_t]$ unterscheiden. In jeder dieser aufeinander folgenden Regressionsschätzungen wird neben den Schätzwerten für die Parameter auch die **Fehlerquadratsumme** S_{uu} (Summe der quadrierten Residuen einer Regressionsschätzung) ermittelt, welche als Maß für den ‚Fit‘, also für die Anpassung eines Regressionsmodells an die Realität gilt. Verschlechtert sich nun der Fit zwischen zwei Schätzungen besonders drastisch – was sich an der starken Erhöhung des Werts der Fehlerquadratsumme S_{uu} ablesen lässt – so deutet dies auf das Vorliegen eines Strukturbruchs in diesem Bereich hin. Um dies zu verifizieren, wird folgende Überlegung angestellt:

Wenn das neue Wertepaar $(m_T / c_T), R_T$, das durch Erweiterung des bisherigen Beobachtungsumfanges von $t \in [1, 2, \dots, T-1]$ auf $t \in [1, 2, \dots, T]$ nun zusätzlich in den Datensatz einbezogen wird, sich in seinen Werten stark von bisherigen Wertepaaren unterscheidet, so erhöht sich die Streuung innerhalb der Datenwolke und damit auch die Fehlerquadratsumme S_{uu} . Das Modell ist dann offensichtlich nicht (mehr) in der Lage, die gesamte Empirie durch ein einziges, numerisch spezifiziertes Modell abzubilden. Mit anderen Worten: Die neu hinzugekommenen Werte passen sich nicht in das bisherige empirische Gesamtbild ein, und ein **Strukturbruch** erscheint die plausible Erklärung hierfür zu sein. Optisch sind die neu einbezogenen Werte dann als relativ deutliche Abweichung von der bisherigen Punktwolke abgrenzbar. Wie aber wird der Zeitpunkt des Strukturbruchs genau lokalisiert, wie kommt man also im vorliegenden Fall ausgerechnet auf das Jahr 1980 als Strukturbruchzeitpunkt? Hierzu bedarf es einer Teststatistik, welche auf dem Indikator $(S_{uu}^T - S_{uu}^{T-1})$ basiert. Hierbei steht $S_{uu}^T (S_{uu}^{T-1})$ für die Fehlerquadratsumme bei der Regressionsschätzung unter Verwendung der ersten $T (T-1)$ vielen Beobachtungspunkte. Die Differenz $(S_{uu}^T - S_{uu}^{T-1})$ misst somit die Änderung der Anpassungsgüte eines (numerisch spezifizierten) Re-

gressionsmodells zwischen zwei Zeitpunkten $T-1$ und T . Der wahre Zeitpunkt des Strukturbruchs wird dort vermutet, wo zwischen zwei aufeinander folgenden Zeitpunkten der Wert des Terms $(S_{uu}^T - S_{uu}^{T-1})$ maximal wird, was auf eine (innerhalb des gesamten Datensatzes) maximale Verschlechterung der Anpassungsgüte des Regressionsmodells schließen lässt. Als **Teststatistik** wird – auf diesen Überlegungen aufbauend – für den rekursiven Chow-Test folgender Quotient verwendet, der unter der Nullhypothese „kein Strukturbruch“ einer F-Verteilung folgt (von Auer, 2003, S. 314 ff.):

$$F = \frac{(S_{uu}^T - S_{uu}^{T-1})}{S_{uu}^{T-1} / (T - I - K - 1)}. \quad (10)$$

$(K-1)$ steht für die Anzahl der zu schätzenden Steigungsparameter, in unserer Geldnachfragefunktion beträgt K eins, da in (9) σ der einzige Steigungsparameter neben dem Niveauparameter δ^* ist. T gibt die Anzahl einbezogener Wertepaare im Datensatz an. Generell wird die **Nullhypothese „kein Strukturbruch“** verworfen, wenn die F-Statistik in (10) einen kritischen Wert übersteigt, der sich bei Festlegung eines Signifikanzniveaus α aus der Verteilungstabelle der F -Verteilung ergibt. Wenn dies für mehrere Zeitpunkte passiert, so ist eine Entscheidung über den genauen Zeitpunkt des Strukturbruchs nur über einen Vergleich der verschiedenen F -Werte möglich. Konkret wird als **wahrscheinlichster Zeitpunkt** des Strukturbruchs das Jahr T gewählt, für welches der F -Wert den höchsten Wert annimmt. Dieser Zeitpunkt ist für die vorliegende Geldnachfragefunktion das Jahr 1980. Ein weiterer Strukturbruch befindet sich im Jahr 1992, der den inversen Zusammenhang zwischen Nominalzins und Geldnachfrage wiederherstellt. Er lässt sich empirisch auf die prinzipiell gleiche Art aufdecken wie der Strukturbruch zwischen 1980 und 1981. Allerdings erfolgt die Ausdehnung des einbezogenen Datensatzes jetzt nicht auf der Zeitachse „vorwärts“, sondern von 2003 aus „rückwärts“, also in Richtung auf die Vergangenheit.

5. Zusammenfassung und Ausblick

Das Aufdecken von Strukturbruchzeitpunkten in Geldnachfragefunktionen ist von erheblicher Bedeutung für die Geldpolitik. Denn aus der Unkenntnis einer Verhaltensänderung in Bezug auf die reale Kassenhaltung von Wirtschaftssubjekten resultiert eine fehlgesteuerte Leitzinspolitik, sodass – innerhalb des inflation targeting – die angepeilte Preissteigerungsrate in der Regel verfehlt werden dürfte. Ein Nachteil des Datierungsverfahrens, wie es mittels des vorgestellten Strukturbruchttests (des rekursiven Chow-Tests) durchgeführt wird, ist jedoch in einer Art „ex-ante/ex-post-Problematik“ zu sehen. Denn ob ein vor kurzem auftretendes, von der bisherigen Punktwolke $\{(m_t / c_t), R_t \mid t = 1, 2, \dots, T-1\}$ abweichendes Wertepaar $[(m_T / c_T), R_T]$ lediglich einen einmaligen Ausreißer oder bereits das erste Anzeichen eines Strukturbruchs darstellt, dürfte in der Regel erst mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung von mehreren Jahren feststellbar sein. Eine Noten-

bank muss jedoch ihre Entscheidungen in der Gegenwart treffen, und es bedarf daher – neben der sorgfältigen Inspektion des Datenmaterials – auch einer intensiven Beobachtung des gesamten, mit der Kassenhaltung zusammenhängenden Bereichs, was neben denkbaren Veränderungen des Geschäftsbankensektors vor allem die technologischen Entwicklungen im Bereich der Substitute zur Geldhaltung betrifft.

Literatur

- Bean, Ch.*, Inflation targeting. The UK experience, Rede auf der Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik vom 1. bis 3. Oktober 2003 in Zürich, siehe auch: www.bankofengland.co.uk/speeches/speech203.pdf
- Deutsche Bundesbank*, Der Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen, in: *Deutsche Bundesbank*, Monatsberichte, Januar 2005, S. 15 – 17.
- Friedman, M.*, The Demand for Money. Some Theoretical and Empirical Results, in: *The Journal of Political Economy*, Vol. 67 (1959), Nr. 4, S. 327 – 351.
- Friedman, M.*, A Theory of the Consumption Function, 6. Auflage, New York 1971.
- Görgens, E., Ruckriegel, K., Seitz, F.*, Europäische Geldpolitik, 4. Auflage, Stuttgart 2004
- Grant, K., Vlieghe, G., Brigden, A.*, Assessing the Stability of Narrow Money Demand in the United Kingdom, in: *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 44 (2004), No. 2, S. 131–141.
- Hicks, J.R.*, Monetary Theory and History. An Attempt at Perspective, in: *Hicks, J.R.*, *Critical Essays in Monetary Theory*, Oxford 1972, S.155 – 173.
- Issing, O.*, Einführung in die Geldtheorie, 11. Auflage, München 1998.
- Keynes, J.M.*, Allgemeine Theorie der Beschäftigung, des Zinses und des Geldes, Berlin 1994, unveränderter Nachdruck der 1936 erschienen 1. Auflage in deutscher Übersetzung
- Keynes, J.M.*, The General Theory of Employment, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 51 (1937), S.209–223.
- Pesek, B.P., Saving, T.R.*, The Demand for Money. Some Post-Keynesian Confusions, in: *Pesek, B.P., Saving, T.R.*, *Money, Wealth and Economic Theory*, London 1967, S. 323 – 331.
- von Auer, L.*, Ökonometrie, Berlin, Heidelberg, New York 2003.



Von Prof. Dr. Klaus Rose und Prof. Dr. Karlhans Sauerheimer, Mainz
14. Auflage. 2006.
XXIV, 675 Seiten.
Gebunden € 35,-
 ISBN 3-8006-3287-X

Der Klassiker in Neuauflage!

Das Werk, das »in der deutschsprachigen Literatur immer noch seinesgleichen sucht« (Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 2/1980), ist wieder auf aktuellem Stand.

Die Änderungen gegenüber der Voraufgabe sind im Wesentlichen auf die Einführung der Europäischen Währungsunion zurückzuführen. So wurde ein neues Kapitel über die Zahlungsbilanz in der Währungsunion aufgenommen.

In den Kapiteln zur Wechselkursstheorie und zum Faktorpreisausgleich gibt es zahlreiche Aktualisierungen und Ergänzungen. Ein neues Kapitel geht darüber hinaus auf die aktuelle Globalisierungsdebatte ein.



FAX-COUPON

— Expl. 3-8006-3287-X

Rose/Sauerheimer, Theorie der Außenwirtschaft

14. Auflage. 2006. Gebunden € 35,- inkl. MwSt., zzgl. Versandkosten € 3,05 innerhalb Deutschlands bei Bestellung beim Verlag.

Name/Firma _____

Straße _____

PLZ/Ort _____

Datum/Unterschrift _____ 143741

Bitte bestellen Sie bei Ihrem Buchhändler oder bei:

VERLAG VAHLEN
 80791 MÜNCHEN

Fax: (089) 3 81 89-402
 Internet: www.vahlen.de
 E-Mail: bestellung@vahlen.de

Bei schriftlicher oder telefonischer Bestellung haben Sie das Recht, die Ware innerhalb von 2 Wochen nach Lieferung ohne Begründung an Ihren Lieferanten (Buchhändler oder Verlag Vahlen, c/o Nördlinger Verlagsauslieferung, Augsburg Str. 67a, 86720 Nördlingen) zurückzusenden, wobei die rechtzeitige Absendung genügt. Kosten und Gefahr der Rücksendung trägt der Lieferant. Ihr Verlag Franz Vahlen GmbH, Wilhelmstr. 9, 80801 München. Geschäftsführer: Dr. Hans Dieter Beck.