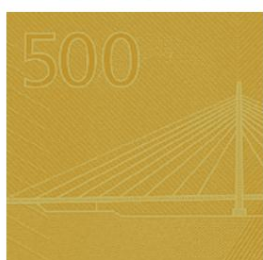




EUROPEAN CENTRAL BANK

EUROSYSTEM



Arbeitspapierreihe

Nr. 1605 / November 2013

Ist die Quantitätstheorie noch am Leben?

Pedro Teles und Harald Uhlig



Im Jahr 2013
verwenden alle
EZB-Publikationen
ein Motiv, das
der 5-Euro-Banknote entnommen ist.



HINWEIS: Dieses Arbeitspapier sollte nicht als Darstellung der Ansichten der Europäischen Zentralbank (EZB) dargestellt werden. Die geäußerten Ansichten sind die der Autoren und spiegeln nicht unbedingt die der EZB wider.

Danksagungen

Uhligs Forschung wurde durch das NSF-Stipendium SES-0922550 und durch ein Wim-Duisenberg-Stipendium der EZB unterstützt. Teles dankt FCT für die finanzielle Unterstützung. Uhlig unterhält eine laufende Beratungsbeziehung mit einer Federal Reserve Bank, der Bundesbank und der EZB. Die Ansichten hier sind ganz unsere eigenen.

Pedro Teles

Banco de Portugal, Universidade Catolica Portuguesa und CEPR; E-Mail: pteles@fcee.ucp.pt

Harald Uhlig

University of Chicago, NBER und CEPR; E-Mail: huhlig@uchicago.edu

© Europäische Zentralbank, 2013

Adresse	Kaiserstraße 29, 60311 Frankfurt am Main, Deutschland
Anschrift	Postfach 16 03 19, 60066 Frankfurt am Main, Deutschland
Telefon	+49 69 1344 0
Internet	http://www.ecb.europa.eu
Fax	+49 69 1344 6000

Alle Rechte vorbehalten.

ISSN	1725-2806 (online)
EU-Katalog-Nr	QB-AR-13-102-EN-N (online)

Jegliche Vervielfältigung, Veröffentlichung und Nachdruck in Form einer anderen Veröffentlichung, sei es gedruckt oder elektronisch erstellt, ganz oder teilweise, ist nur mit ausdrücklicher schriftlicher Genehmigung der EZB oder der Autoren gestattet.

Dieses Papier kann kostenlos unter <http://www.ecb.europa.eu> oder in der elektronischen Bibliothek des Social Science Research Network unter http://ssrn.com/abstract_id=1683163 heruntergeladen werden.

Informationen zu allen in der ECB Working Paper Series veröffentlichten Papieren finden Sie auf der Website der EZB : <http://www.ecb.europa.eu/pub/scientific/wps/date/html/index.en.html>

Abstrakt

In diesem Artikel wird untersucht, ob die Quantitätstheorie des Geldes noch lebendig ist. Wir zeigen drei Erkenntnisse. Erstens ist die grobe Beziehung zwischen der durchschnittlichen Inflation und der Wachstumsrate der Geldmenge für Länder mit niedriger Inflation bestenfalls dürrtig. Zweitens verbessert sich die Anpassung deutlich, wenn Variationen im Produktionswachstum und die Opportunitätskosten des Geldes korrigiert werden und dabei Elastizitäten verwendet werden, die durch die Theorien von Baumol-Tobin und Miller-Orr impliziert werden. Schließlich zeigt die Stichprobe nach 1990 eine deutlich geringere Inflationsvariabilität, was die Anpassung einer eins-zu-eins-Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation verschlechtert und zu einer relativ geringen Elastizität der Geldnachfrage führt.

Schlüsselwörter: Mengentheorie, Geldnachfrage, Geldnachfrageelastizität, Inflationsziel

JEL-Codes: E31, E41, E42, E50

Nichttechnische Zusammenfassung

Eine wichtige Aufgabe der Zentralbanken besteht darin, die Inflation niedrig und stabil zu halten. Die Quantitätstheorie des Geldes setzt die Inflation mit der Geldmengenwachstumsrate in Beziehung und postuliert im Wesentlichen eine Eins-zu-Eins-Beziehung: Um die Inflation niedrig zu halten, sollten die Zentralbanken daher die Geldmengenwachstumsrate niedrig halten. In den letzten zwei Jahrzehnten wurde die Quantitätstheorie angegriffen, wobei insbesondere darauf hingewiesen wurde, dass Zentralbanken in Ländern mit niedriger Inflation auf wesentlich mehr Variablen achten müssen, um die Inflation unter Kontrolle zu halten.

In unserer Arbeit untersuchen wir, wie gut die Mengentheorie zu den Daten passt, indem wir eine mengentheoretische Perspektive anwenden, um länderübergreifende Daten für OECD-Länder mit höchstens mäßiger Inflation zu untersuchen. Wir zeigen drei Erkenntnisse. Erstens ist die grobe Beziehung zwischen der durchschnittlichen Inflation und der Wachstumsrate der Geldmenge für Länder mit niedriger Inflation bestenfalls dürrig. Zweitens verbessert sich die Anpassung deutlich, wenn Unterschiede im Produktionswachstum und die Opportunitätskosten des Geldes korrigiert werden. Die Opportunitätskosten des Geldes hängen vom Nominalzins ab. Zwei herausragende Spezifikationen für die Berechnung dieser Opportunitätskosten werden von Baumol-Tobin und Miller-Orr bereitgestellt: Diese Spezifikationen passen im Wesentlichen genauso gut wie eine geschätzte Anpassung. Schließlich zeigt die Stichprobe nach 1990 eine deutlich geringere Inflationsvariabilität, was die Anpassung einer Eins-zu-Eins-Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation verschlechtert und zu einer relativ geringen Elastizität der Geldnachfrage führt.

Um unsere Erkenntnisse zu veranschaulichen, stellen wir eine Reihe von Grafiken und Tabellen zur Verfügung. Für Länder mit moderater Inflation zeigen wir zunächst, dass der grobe Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation bestenfalls schwach oder gar nicht vorhanden ist. Als nächstes führen wir „Korrekturen“ der Geldmengenwachstumsrate ein. Die Quantitätstheorie legt nahe um die Wachstumsrate des realen BIP zu berücksichtigen. Darüber hinaus hat die Geldtheorie auf die Abhängigkeit der Umlaufgeschwindigkeit von den Renditen hingewiesen. Um diesen Zusammenhang zu untersuchen, erheben wir daher Daten zu OECD-Ländern. Wir haben Transformationsländer verworfen (da die Stichprobe dort zu kurz ist) und einige andere Länder aufgrund der Datenverfügbarkeit oder der hohen Inflation ausgeschlossen. Wir haben die Episode von 1970 bis 2005 als Vollstichprobe untersucht, aber auch die Teilzeiträume 1970 bis 1990 sowie 1990 bis 2005. Wir zeigen, dass die Korrektur des BIP-Wachstums allein nicht hilfreich ist. Allerdings hat die Korrektur eines Renditeeffekts bemerkenswerte Auswirkungen: Die Baumol-Tobin-Spezifikation, die Miller-Orr-Spezifikation sowie die geschätzte Spezifikation ergeben eine schöne Aufstellung um die 45-Grad-Linie für den Zusammenhang zwischen korrigiertem Geldmengenwachstum und Inflation, sowohl für die gesamte Stichprobenlänge als auch für den Teilzeitraum 1970-1990.

Nach 1990 zeigen die Daten jedoch, dass sich die Länder bei ziemlich ähnlichen Inflationsraten ansammeln, wobei die Geldmengenwachstumsraten beträchtlich schwanken. Bezüglich der Zinssätze deuten die Schätzungen auf eine deutlich geringere Elastizität der Geldnachfrage im Vergleich zur ersten Hälfte des Stichprobenzeitraums hin. Dies bedeutet auch, dass die scheinbare Übereinstimmung zwischen der geschätzten Beziehung und den theoretisch implizierten Elastizitäten für die gesamte Stichprobe etwas illusorisch ist, da die geschätzte Elastizität der Gesamtstichprobe zufällig ein Durchschnitt aus einer hohen Elastizität für den ersten Teil der Stichprobe und einer niedrigen ist Elastizität für den zweiten Teil der Probe.

Wir kommen zu dem Schluss, dass die Quantitätstheorie noch am Leben ist. Ob es als Leitfaden für die langfristige Geldpolitik verwendet werden sollte, ist fraglicher und würde sicherlich den Rahmen dieses Papiers sprengen.

1. Einleitung

Eine der etabliertesten Volksweisheiten in der Geldwirtschaft ist ein Zusammenhang, der in seiner praktischen Version für die Geldpolitik wie folgt ausgedrückt werden könnte: Die langfristige Inflation steht eins zu eins mit dem langfristigen Geldmengenwachstum in Zusammenhang. Diese „Quantitätstheorie“-Beziehung scheint spätestens seit Friedman (1956) und Lucas (1980) fest etabliert zu sein.

Dieses Papier nimmt einen Querschnitt der Länder von 1970 bis 2005 (siehe Anhang A) und untersucht den Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation erneut. Wir zeigen drei Erkenntnisse. Erstens ist der Zusammenhang zwischen der durchschnittlichen Inflation und der Wachstumsrate der Geldmenge für Länder mit niedriger Inflation bestenfalls dürftig.

Zweitens verbessert sich die Anpassung deutlich, wenn Variationen im Produktionswachstum und die Opportunitätskosten des Geldes korrigiert werden und dabei Elastizitäten verwendet werden, die durch die Theorien von Baumol Tobin und Miller-Orr impliziert werden. Schließlich zeigt die Stichprobe nach 1990 eine deutlich geringere Inflationsvariabilität, was die Anpassung einer eins-zu-eins-Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation verschlechtert und zu einer relativ geringen Elastizität der Geldnachfrage führt.

Um diese Erkenntnisse zu veranschaulichen, stellen wir eine Reihe von Grafiken und Tabellen zur Verfügung. Für Länder mit moderater Inflation zeigen wir, dass der grobe Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation bestenfalls schwach oder gar nicht vorhanden ist. Die Quantitätstheorie schlägt vor, die Wachstumsrate des realen BIP zu berücksichtigen. Darüber hinaus hat die Geldtheorie auf die Abhängigkeit der Umlaufgeschwindigkeit von den Renditen hingewiesen. Es stellt sich heraus, dass die Korrektur des BIP-Wachstums allein nicht hilfreich ist. Allerdings hat die Korrektur eines Renditeeffekts bemerkenswerte Auswirkungen. Tatsächlich würde man erwarten, dass ein Anstieg der Nominalrenditen die Opportunitätskosten der Geldhaltung erhöht und damit zu einer Verringerung der realen Geldmenge pro realer Produktionseinheit führt: Ceteris paribus sollte dies dann zu zusätzlicher Inflation führen. Lucas (2000) hat eine ziemlich enge Anpassung des Verhältnisses der realen Geldmenge zur realen Produktion im Vergleich zur Rendite von Staatsanleihen dokumentiert, die darüber hinaus einer Beziehung nahe kommt, die von Theorien zur Transaktionsnachfrage nach Geld vorhergesagt wird. siehe Baumol (1952), Tobin (1956), Miller und Orr (1966). Unter Berücksichtigung der von Lucas vorgeschlagenen Beziehung zeigen wir, dass sich die Anpassung tatsächlich deutlich verbessert. Eine ähnlich gute Anpassung ergibt sich, wenn die von Miller und Orr (1966) vorgeschlagenen Elastizitätswerte verwendet werden. Wir schätzen schließlich den Zusammenhang und stellen nur eine kleine Verbesserung gegenüber den theoretischen Spezifikationen fest.

Die Schätzung von Geldnachfragegleichungen war in den 90er Jahren Gegenstand zahlreicher Debatten. Es war ein schwieriges Jahrzehnt für diese Gleichungen, siehe insbesondere die Debatte z. B. in Ball (2001), Carlson et al. (2000), Coenen und Vega (2001) sowie Teles und

Zhou (2005), Irland (2009), Sargent und Surico (2011), Lucas und Nicolini (2013).

Wir teilen unsere Daten daher in zwei Teile auf. Für den ersten Teil verwenden wir Daten von 1970 bis 1990, während wir für den zweiten Teil Daten von 1990 bis 2005 verwenden. Der Bruchpunkt im Jahr 1990 wird gewählt, um Veränderungen im Währungssystem und in der Regulierung widerzuspiegeln, ist aber vielleicht etwas willkürlich. Teles und Zhou (2005) sowie Lucas und Nicolini (2013) betrachten das Jahr 1980 als den Datenbruch für die USA und konzentrieren sich dabei auf die Auswirkungen der nach 1980 eingeführten Bankenderegulierung auf Währungsaggregate.¹ Diese Veränderungen sind zusammen mit der Finanzinnovation in den 1990er Jahren damit verbunden. Die Entwicklung des elektronischen Zahlungsverkehrs legt nahe, dass M1 möglicherweise nicht das am besten geeignete Geldaggregat für den zweiten Teil der Stichprobe ist. Eine weitere Rechtfertigung für eine Datenpause, die eher mit der Arbeit von Sargent und Surico (2011) übereinstimmt, ist die allgemeine Verwendung einer Form der Inflationszielsetzung um ein niedriges Ziel herum. Ein natürlicher Datenbruch ist dort das Jahr 1990, das den expliziten Einsatz von Inflationszielen durch verschiedene Länder auf der ganzen Welt (Neuseeland führte es erstmals 1991 ein) und die Konvergenz zu einer niedrigen Inflation in den meisten entwickelten Ländern datiert.

Wir zeigen, dass der Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation im zweiten Teil der Stichprobe deutlich lockerer geworden ist. Ein allgemeines Inflationsziel auf niedrige Inflationsraten macht es schwieriger, eine Eins-zu-Eins-Beziehung zwischen der durchschnittlichen Inflation und der Wachstumsrate der Geldmenge herzustellen, wie auch Sargent und Surico (2011) anhand von US-Zeitreihendaten argumentieren. Aber die Unterschiede zwischen den Ländern im durchschnittlichen Geldmengenwachstum sind immer noch schwer zu erklären. Möglicherweise ist ein Teil davon auf eine stärkere Streuung bei Regulierung oder Finanzinnovationen zurückzuführen.

Wir dokumentieren anhand des Länderquerschnitts auch die Verringerung der Zinselastizität der Geldnachfrage für die neueren Daten, die in den Zeitreihen für verschiedene Länder beobachtet wurden, wie beispielsweise in Irland (2009). Dies bedeutet auch, dass die scheinbare Übereinstimmung zwischen der geschätzten Beziehung und den theoretisch implizierten Elastizitäten für die gesamte Stichprobe etwas illusorisch ist, da die geschätzte Elastizität der Gesamtstichprobe zufällig ein Durchschnitt aus einer hohen Elastizität für den ersten Teil der Stichprobe und einer niedrigen ist Elastizität für den zweiten Teil der Probe.

Die Untersuchung internationaler Länderquerschnitte zur Analyse der Belege für die Quantitätstheorie des Geldes wurde offensichtlich schon früher durchgeführt, insbesondere von Candless und Weber (1995), erneut dargelegt in Lucas (1996) und Duck (1993). Wir bauen auf dieser Literatur auf. Neuere Literatur wie Assenmacher-Wesche und Gerlach (2006),

¹Der Depository Institutions Deregulation and Monetary Control Act von 1980 und der Garn–St Deutsches Verwahrstellengesetz von 1982.

Mithilfe von Informationen zum Zinssatz stellen Benati (2009) für mehrere Länder eine langfristige Einheitsbeziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation fest, nutzen diese jedoch nicht aus die Querschnittsbeweise wie wir.

Der Grundriss des Papiers ist wie folgt. Wir gehen größtenteils mit dem Zeigen von Bildern vor. Abschnitt 2 bietet eine grundlegende Perspektive auf die länderübergreifenden Daten. Abschnitt 3 bietet ein Modell und eine differenziertere Analyse, stellt den technologischen Fortschritt in der Produktion und der Transaktionstechnologie vor und ermöglicht die Verwendung zusätzlicher „korrigierender“ Begriffe. Abschnitt 4 untersucht das Problem der Instabilität von Teilstichproben. Die Daten werden im Abschnitt A beschrieben. Ein Online-Anhang und eine .zip-Datei bieten weitere Grafiken und Tabellen sowie die verwendeten Daten und die Programme zur Berechnung aller Ergebnisse.

Wir kommen zu dem Schluss, dass die Quantitätstheorie noch am Leben ist. Ob es als Leitfaden für die langfristige Geldpolitik verwendet werden sollte, ist fraglicher und würde sicherlich den Rahmen dieses Papiers sprengen. Wie Woodford (2008) argumentiert, gibt es keine unabhängige Rolle für die Verfolgung der Geldmengenwachstumsrate, wenn eine Zentralbank bereits bereit und in der Lage ist, die Inflationsraten kurz- und mittelfristig zu stabilisieren, ohne explizit Geldmengenaggregate zu nutzen. Die Praxis der Zentralbanken scheint zu beruhigen, dass es möglich ist, die Inflation niedrig zu halten, indem man, wie es scheint, eine Form der Zinsrückkopplungsregel verwendet. Die Theorie steht dieser Fähigkeit jedoch skeptischer gegenüber und weist darauf hin, dass lokale Bestimmtheit keine Einzigartigkeit impliziert (siehe Benhabib, Schmitt-Grohe und Uribe, 2001). Die Verfolgung der Geldmenge könnte ein Mittel sein, um einen Teil dieser Vielfalt zu vermeiden (siehe Atkeson, Chari und Kehoe, 2010, sowie die Analyse in Fischer et al., 2006).

2 Die Welt

Lehrer für fortgeschrittene Makroökonomie haben möglicherweise Barro (1993 oder 2007) konsultiert, um den Schülern den Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstumsraten und Inflation zu vermitteln. Seine Abbildung 7.1 in der Ausgabe von 1993 zeigt eine große Stichprobe von Ländern und stellt diese Beziehung dar, nachdem er die Wachstumsraten von Geld und Preisen typischerweise von den fünfziger Jahren bis 1990 berechnet hat. Die Zahl wird hier als Abbildung 1 wiedergegeben: Man erhält offenbar eine passt gut zur 45-Grad-Linie.

Dieses Bild erweist sich jedoch als irreführend und wird hauptsächlich von Ländern mit hoher Inflation bestimmt. Konzentriert man sich auf die Teilmenge der Länder, deren Inflationsrate unter 12 Prozent lag, gruppieren sich die Punkte nicht mehr gut um eine Linie, sondern erzeugen eher ein eher zufällig aussehendes Streudiagramm, siehe Abbildung 2. Die Frage lautet also:

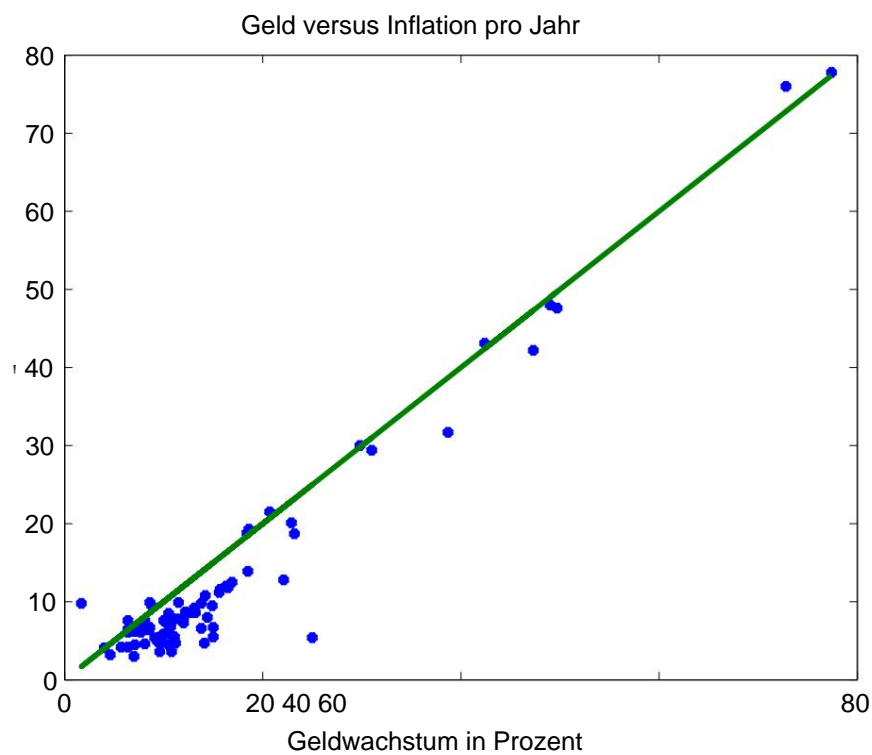


Abbildung 1: Diese Abbildung, die lediglich Zahlen von Barro (1993, 2007), Mc Candless und Weber (1995) oder Lucas (1996) wiedergibt, zeigt die Beziehung zwischen Geld Wachstumsraten und Inflation in einer Stichprobe von 79 Ländern. Die Daten stammen von Barro (1993). Außerdem ist die 45-Grad-Linie eingezeichnet: Es scheint, dass es tatsächlich ein langfristiges Geldmengenwachstum gibt Synonym für langfristige Inflation.

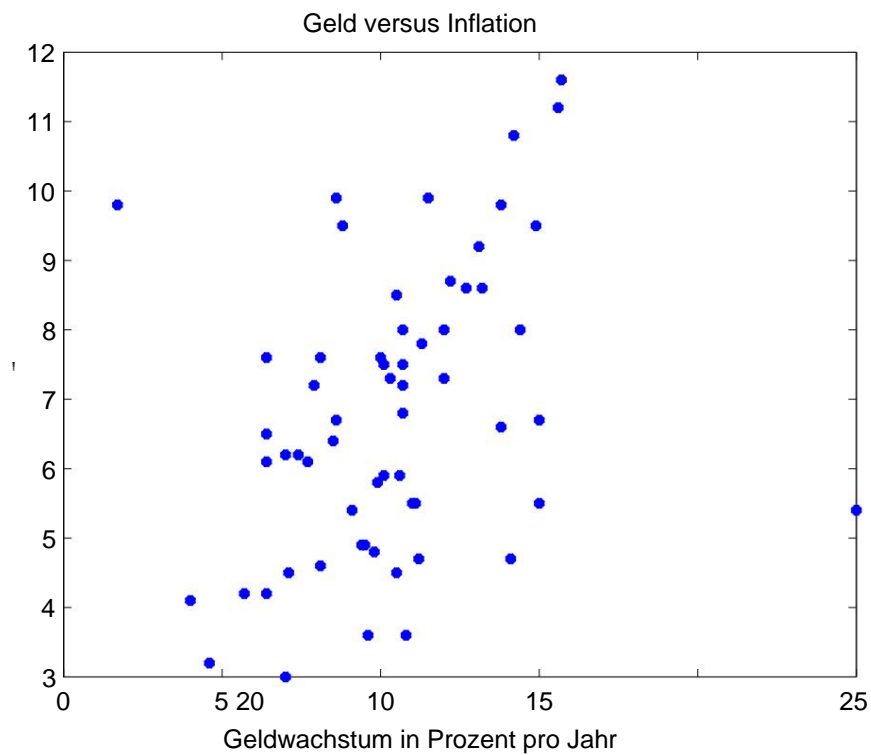


Abbildung 2: Diese Abbildung ist mit Abbildung 1 identisch, beschränkt sich jedoch nur auf diese Länder, deren Inflationsrate unter 12 Prozent lag. Statt einer engen Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation kann man nur eine Wolke erkennen.

Ist das Verhältnis zwischen Geldmengenwachstum und Inflation zu locker, um für Länder mit niedriger Inflation von Bedeutung zu sein?

Diese Bilder sollten von jedem als beunruhigend empfunden werden, der an einen engen Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum und Inflation glaubt und seine geldpolitischen Ratschläge auf eine solche Annahme stützt. Bei niedrigen Inflationsraten können jedoch weitere Probleme von Bedeutung sein. Insbesondere das BIP-Wachstum, Änderungen der Zinssätze, der technologische Fortschritt bei Transaktionstechnologien sowie der Produktion können einen Unterschied machen ist nötig, um die Probleme zu klären.

3 Geldnachfrage und technischer Fortschritt

Bei der Ableitung einer Gleichgewichts-Geldnachfragebeziehung ist der technische Fortschritt sowohl bei der Produktion von Endgütern als auch bei der Produktion von Transaktionsdienstleistungen ein heikles Thema. Wir betrachten ein sehr einfaches monetäres Modell ähnlich dem in Lucas (2000) mit nur Arbeit, einer Transaktionstechnologie und exogenem technischen Fortschritt sowohl in der Produktion als auch in den Transaktionen. Nehmen wir an, dass jede Arbeitseinheit $A_{p,t}$ Einheiten des Endguts in der Güterproduktion produziert und dass $A_{s,t}$ den Fortschritt in der Transaktionstechnologie misst. Wir gehen davon aus, dass der (repräsentative) Agent Transaktionsdienste s_t , die mit Arbeitszeit produziert werden benötigt, die proportional zum realen Verbrauch c_t der Transaktionsdienste s_t und zu den realen Geldsalden $m_t =$

$$c_t = A_{s,t} f(s_t, m_t)$$

Unter milden Bedingungen kann dies umgeschrieben werden als

$$s_t = l(A_{s,t} c_t m_t)^{\gamma} \quad (1)$$

Die Gleichsetzung der Arbeitsproduktivität mit dem Lohn wäre eine allgemeine Maximierung eines Verbrauchers lesen

$$\begin{aligned} & \max_{c_t, h_t, B_t, M_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t) \\ & P_t c_t + M_{t+1} + B_{t+1} \tilde{y} M_t + (1 + i_t) B_t + P_t A_{p,t} (1 - \tilde{y} h_t - \tilde{y} s_t) \tilde{y} T_t \\ & M_0 + B_0 \tilde{y} W_0 \\ & s_t = l(A_{s,t} c_t m_t)^{\gamma}, \quad \frac{M_t}{P_t}, t \tilde{y} 0 \end{aligned}$$

zusammen mit einer Bedingung ohne Ponzi-Spiele, wobei B_t nominale Anleihen sind, einen nominalen Zinssatz erhalten und h_t Freizeit mit einer Gesamtzeitausstattung von Eins ist, und

Dabei gehen wir davon aus, dass die Präferenzen $U(c_t, h_t)$ mit einem ausgeglichenen Wachstum vereinbar sind. Es handelt sich um Pauschalsteuern.

Wir gehen davon aus, dass die Funktion I die Form hat

$$I(c, m) = \bar{y} c^a m^b \quad (2)$$

für einige \bar{y} , a und b , wobei wir annehmen, dass $b < 0$ und $\bar{y} > 0$.

Wenn $a = 1$ und $b = -1$, kann die Form der Transaktionstechnologie durch die von Baumol (1952) und Tobin (1956) inspirierte Annahme gerechtfertigt werden, dass der Verbraucher Bargeldbestände, die für den Kauf des Gutes bestimmt sind, konstant ausgibt Rate c_t pro von Zeit. $\frac{c_t}{m_t}$ Einheit ist die Häufigkeit, mit der die Bargeldbestände für Transaktionen mit der Ware aufgebraucht sind und wiederhergestellt werden müssen, die Anzahl der Fahrten zur Bank. Dieser Zeitaufwand ist eine Konstante \bar{y} . Die Spezifikation von Miller-Orr $\frac{c}{m}$, dh (1966) beträgt $I(c, m) = \bar{y} a = 2$ und $b = -2$.

Die Bedingungen erster Ordnung implizieren

$$\bar{y} A p, t m(A, m_t) = i_t s, t c_t \quad (3)$$

oder

$$A t c = \bar{y} m^b$$

Wo

$$A t = \bar{y} b A p, t A \bar{y} a > 0 \quad s, t$$

In Protokollen und wenn wir den Verbrauch mit der Ausgabe gleichsetzen, $c_t = y_t = A p, t (1 - \bar{y} h_t \bar{y} s_t)$, erhalten wir

$$\text{Protokoll} \quad \frac{m_1 \bar{y} b}{j^T} = \log A t \bar{y} \text{ protokolliere es} \quad (4)$$

Nimmt man die erste Differenz zwischen zwei aufeinanderfolgenden Jahren, impliziert (4).

$$0 = (1 - \bar{y} b) \bar{y} \log m_t + \bar{y} \log i_t - \bar{y} a \bar{y} \log y_t - \bar{y} \log A t \quad (5)$$

Um mit den Daten in Kontakt zu kommen, möchten wir eine Gruppe von Ländern $j = 1, \dots, J$ und eine Periode $t = 0, \dots, T$. Wenn man von einem Anfangsjahr 0 bis zu einem Endjahr T summiert und durch die Zeitspanne T dividiert, erhält man eine Beziehung zwischen den Wachstumsraten über diesen Zeitraum. Bezeichnen Sie diese Stichprobenwachstumsrate für ein Land j und eine Variable $x_{j,t}$ im Allgemeinen mit

$$x_{j,t} = \frac{\log x_{j,T} - \log x_{j,0}}{T} \quad (6)$$

Gleichung (5) kann dann umgeschrieben werden als

$$m_{j,t} = \frac{1}{1 + b} \dot{y}_{ij} + \frac{A}{y_{j,t} + 1} \frac{1}{b} \frac{1}{1 + b} p_{j,t} \frac{A}{A + 1} b^{s,j} \quad (7)$$

wo wir A_t wieder in seine beiden Komponenten zerlegt haben. Während Gleichung (7) für eine bestimmte Stichprobe als Aussage über die Beziehung zwischen den Änderungen oder Wachstumsraten von Variablen korrekt ist, kann ihre Stationarität dazu führen, dass dieser Term quantitativ klein ist. Ob das so ist, ist eine empirische Frage, die durch unsere Zahlen beantwortet wird: Es zeigt sich, dass dieser Begriff tatsächlich einen großen Unterschied machen kann.

Der Zusammenhang zwischen Produktion und Arbeitsproduktivität ist hilfreich, um weitere Erkenntnisse zu gewinnen. Wenn die Produktionsarbeit konstant bleibt, dann

$$c_{j,t} = \dot{y}_{j,t} = A_{j,t} p_{j,t} \quad (8)$$

Beachten Sie, dass $A_{j,t}$ im Wesentlichen die Opportunitätskosten für die in der Transaktionstechnologie aufgewendete Zeit im Vergleich zur Produktionstechnologie widerspiegelt und dem tatsächlichen Spotlohn $w_{j,t}$ entspricht. Allgemeiner (und über das vorliegende Modell hinaus) ist es die Gleichheit zwischen dem Wachstum dieser Opportunitätskosten oder des realen Spotlohns und der Wachstumsrate der Produktion, die benötigt wird. Wir erwägen allerdings unausgeglichene Wachstumsgleichgewichte: Beachten Sie beispielsweise die mögliche Änderung der Nominalzinsen. Daher würde die Theorie typischerweise keine Konstanz der Arbeitskräfte in der Produktion oder gleiche Wachstumsraten zwischen Löhnen und Produktion implizieren. Empirisch gesehen gibt es zwischen diesen beiden Wachstumsraten sicherlich immer eine gewisse Diskrepanz, die auf verschiedene Faktoren zurückzuführen ist. Die langfristige Verschiebung zwischen Produktionsarbeit und Transaktionszeit ist hier jedoch sicherlich eine eher untergeordnete treibende Kraft. Daher fühlen wir uns für den Zweck der vorliegenden Übung wohl dabei, (8) für die empirische Anwendung einzusetzen, auch abseits des ausgewogenen Wachstumspfad.

Ausgewogenes Wachstum Auf einem ausgewogenen Wachstumspfad liegt der Nominalzins wäre konstant, $\dot{y}_{ij} = 0$. Gleichung (7) und (8) würden bedeuten

$$(1 + b) \dot{m}_j = (1 + a) \dot{y}_{j,t} + a A_{j,t} p_{j,t} \quad (9)$$

Andererseits implizieren (1) und (2) zusammen mit der ausgeglichenen Wachstumsbedingung $\dot{y}_j = s$

$$b \dot{m}_j = a A_{j,t} p_{j,t} + a \dot{y}_{j,t} \quad (10)$$

Diese beiden Gleichungen zusammen ergeben nun das folgende Ergebnis:

Satz 1 Um im Einklang mit einem ausgewogenen Wachstum zu stehen, ist die Geschwindigkeit des technologischen Fortschritts in der Transaktionstechnologie muss erfüllt werden

$$A_s = \frac{a+b}{A} A_p \quad (11)$$

Insbesondere im Fall $a + b = 0$ (z. B. Baumol-Tobin, Miller-Orr),

$$A_s = 0 \quad (12)$$

Mit anderen Worten, und zwar sowohl für die Baumol-Tobin- als auch für die Miller-Orr-Spezifikation: Die obige Theorie impliziert, dass es auf dem ausgewogenen Wachstumspfad langfristig keinen technologischen Fortschritt in der Transaktionstechnologie geben kann. Beachten Sie auch, dass als Konsequenz aus (11) haben wir

$$m\ddot{y} = \ddot{y}y. \quad (13)$$

Abseits des ausgewogenen Wachstumspfad Für unsere Übung sind die Wachstumsraten „in Stichproben“ und nicht langfristig. Tatsächlich könnte es in der Stichprobe zu einer dauerhaften Niveaushiftung des Transaktionstechnologieparameters gekommen sein, der von Land zu Land unterschiedlich wäre mit einem ausgewogenen Wachstum unter Baumol-Tobin oder Miller-Orr unvereinbar

Spezifikationen. Wir gehen immer noch davon aus, dass $\ddot{y}j \neq \ddot{y}$ aber erzwingen Sie nicht, dass $\ddot{y}j = 0$ und $A_{s,j} = \frac{a+b}{A} A_{p,j}$, die für ein ausgewogenes Wachstum erforderlich wären.

Es kann schwierig sein, $A_{s,t}$ direkt zu messen. Man könnte zum Beispiel darüber nachdenken Folgen Sie der detaillierten Analyse in Attanasio, Guiso und Jappelli (2002). Stattdessen werden wir es tun Fahren Sie fort, indem Sie davon ausgehen, dass die länderübergreifende Pegelverschiebung zufällig erfasst werden kann fester Effekt,

$$\frac{A}{1-\ddot{y}b} A_{s,j} = J, \quad (14)$$

wobei wir annehmen, und das ist eine starke Annahme, dass J ist unabhängig von $\ddot{y}j$ und $\ddot{y}j$. mit dieser Annahme sowie mit (8) schließlich die empirische Spezifikation erhalten

$$m\ddot{y}j = \ddot{y}y\ddot{y}j - \ddot{y}\ddot{y}ij - \ddot{y}j, \quad (15)$$

was wir mit gewöhnlichen kleinsten Quadraten schätzen werden, wo

$$\ddot{y} = \frac{1+a}{1-\ddot{y}b}, \quad \ddot{y} = \frac{1}{1-\ddot{y}b}. \quad (16)$$

Gleichwertig,

$$M_{j\ddot{y}P\ddot{y}J} = \frac{1+a}{1-\ddot{y}b} \ddot{y}j - \frac{1}{1-\ddot{y}b} \ddot{y}ij - \ddot{y}j. \quad (17)$$

Beachten Sie, dass \tilde{p}_j ist im Wesentlichen die Inflationsrate in der Stichprobe,

$$\tilde{p}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{P_{t,j} - P_{t-1,j}}{P_{t-1,j}} \quad (18)$$

des Landes j : Wir nennen daher \tilde{p}_j „Inflation“ in unseren Zahlen.

Man kann nun entweder mit der Schätzung (15) fortfahren und dabei beachten, dass die beiden Strukturparameter a und b gemäß (16) identifiziert werden, oder man kann die Passung dieser Gleichung für gegebene Spezifikationen direkt messen der Transaktionstechnologie. Insbesondere stellen

$$M_{j,t} - \tilde{p}_j = \gamma_j + \frac{1}{2} \tilde{p}_j \quad (19)$$

für die Baumol-Tobin-Spezifikation und

$$M_{j,t} - \tilde{p}_j = \gamma_j + \frac{1}{3} \tilde{p}_j \quad (20)$$

für die Miller-Orr-Spezifikation.

Beachten Sie abschließend und als Konsequenz aus Satz 1, dass die Baumol-Tobin-Spezifikation mit $a = 1$ und $b = \tilde{p}_j$ dies impliziert hätte

$$M_{j,t} - \tilde{p}_j = \frac{1}{2} \tilde{p}_j + \frac{1}{2} \frac{A_{j,t}}{Y_{j,t}} - \frac{1}{2} \frac{P_{j,t}}{A_{j,t}} \quad (21)$$

Das heißt, es muss ein Koeffizient von 0,5 für \tilde{p}_j vorliegen. Dies stünde im Gegensatz zu typischen Formulierungen der Mengentheorie. Insbesondere schlägt Lucas (2000) vor, die Beziehung zu nutzen

$$\frac{\log M_{j,t}}{\log P_{j,t}} = \text{const} + \tilde{p}_j \log \tilde{p}_j \quad (22)$$

mit $\tilde{p}_j = 1$ und $\tilde{p}_j = 0,5$. Während diese Parameterwahl mit (21) unvereinbar zu sein scheint, stimmt sie tatsächlich mit Gleichung (19) überein, wodurch dieses scheinbare Paradoxon aufgelöst wird. Weil bei ausgeglichem Wachstum $\tilde{p}_j = A_{j,t}$ ist, beträgt die Einkommenselastizität eins statt nur die Hälfte. Die Einheitselastizität der Geldnachfrage im Verhältnis zur Produktion ist ein Merkmal des langfristigen Wachstums.

Unsere Spezifikation in (15) ist wie die Spezifikation in (22) „log-log“ im Gegensatz zu einigen semi-log-Spezifikationen, siehe die Diskussion in Bailey (1956). Dieser Unterschied in den Spezifikationen hat Auswirkungen auf die Berechnung der Wohlfahrtskosten der Inflation (siehe auch Correia und Teles (1999), Dutta und Kapur (1998), Mulligan und Sala-i-Martin (1992, 1998)). Wir folgen Lucas (2000), weil die Log-Log-Spezifikation durch unsere obige theoretische Ableitung impliziert wird und weil die Anpassung des Semi-Logs nur vernachlässigbar besser ist als die des Log-Logs. Einzelheiten finden Sie im Online-Anhang.

3.1 Daten und Ergebnisse

Für unsere Untersuchung haben wir für alle OECD-Länder die Jahre 1970, 1990 und 2005 ausgewählt und dabei auf Statistiken des IWF sowie der OECD und anderer Quellen zurückgegriffen. Wir haben Länder mit einer durchschnittlichen Inflation über 12 Prozent, Transformationsländer und Länder mit fehlenden Daten ausgeschlossen. Der Grund dafür, Daten nach 2005 nicht einzubeziehen, besteht darin, dass die Null-Grenze-Episode nach der Finanzkrise nicht berücksichtigt werden soll. Bei Nullzinsen sind Geld und Anleihen perfekte Substitute und die Geldnachfrage ist nicht eindeutig festgelegt. Anders ausgedrückt: Wenn wir nach 1990 Veränderungen in der Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation feststellen, werden diese nicht auf Überlegungen zur Nullgrenze zurückzuführen sein.

Wir haben für alle Länder sowohl kurze Zinssätze als auch M1 verwendet. Wir haben auch mit M2 und M3 sowie mit langen Raten experimentiert: Die Datenprobleme dort waren im Allgemeinen größer, aber die vorläufigen Ergebnisse ähnelten eher den hier dokumentierten Ergebnissen. Weitere Informationen zu den Daten sowie Erläuterungen zu den Länderkürzeln finden Sie im Anhang A.

Da sich sowohl die Auswahl der Länder als auch die Stichprobe von denen in den vorherigen Abbildungen unterscheidet, zeigt Abbildung 3 eine Version von Abbildung 2 für diesen aktualisierten Datensatz. Abbildung 4 „korrigiert“ die Geldmengenwachstumsrate durch Subtrahieren der BIP-Wachstumsrate. Die Punkte verteilen sich locker unterhalb der 45-Grad-Linie. Abbildung 5 entfernt den Renditeeffekt mit dem Koeffizienten von 0,5 auf die Zinsänderung, wie in der Baumol-Tobin-Spezifikation (19) und auch in Lucas (2000) vorgeschlagen. Die Korrektur mit der Ausbeute verbessert die Anpassung erheblich und verschiebt die Datenpunkte nach oben, die nun gut entlang der 45-Grad-Linie ausgerichtet sind. Informationen zur Qualität der Anpassung durch Berechnung der Varianzen finden Sie in Tabelle 1, einschließlich der Ergebnisse für Teilstichproben, siehe Abschnitt 4.

Abbildung 6 enthält das Ergebnis für die Miller-Orr-Spezifikation, während Abbildung 7 schließlich das Ergebnis der Schätzung von (15) pro gewöhnlicher kleinster Quadrate enthält. Die Ergebnisse dieser Regression sind in Tabelle 2 aufgeführt, einschließlich der Ergebnisse für Teilstichproben, siehe Abschnitt 4. Die geschätzten Koeffizienten liegen zwischen den Baumol-Tobin- und Miller-Orr-Werten. Für die gesamte Probe bieten alle drei Spezifikationen im Wesentlichen die gleiche Passqualität. Wir haben auch die Regressionsergebnisse berechnet und dabei $\bar{y} = 1$ festgelegt, wie es unsere beiden Spezifikationen für Benchmark-Transaktionstechnologie implizieren: Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 aufgeführt.

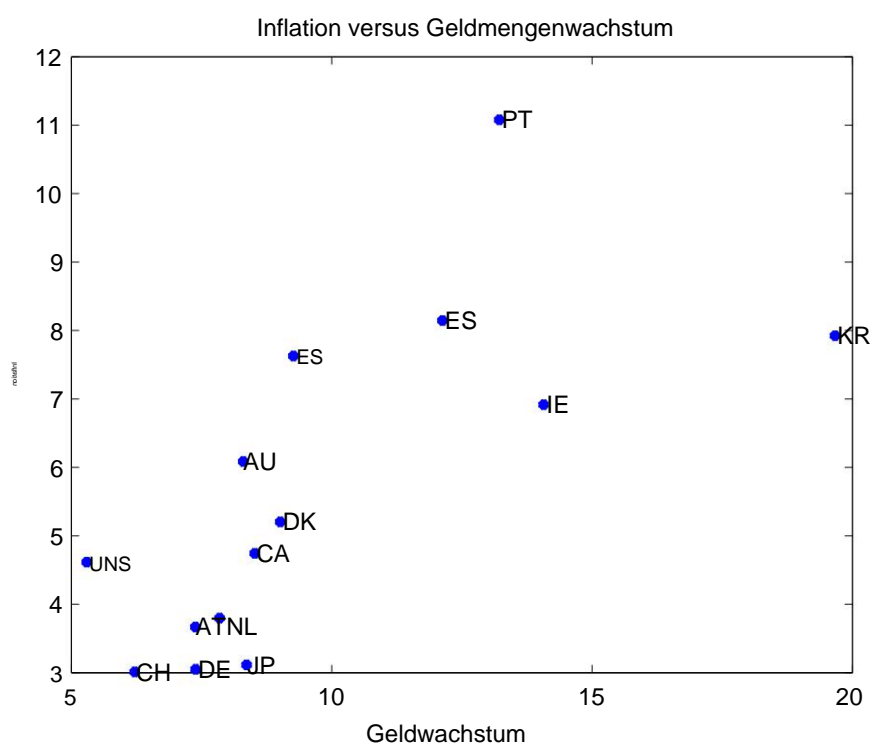


Abbildung 3: Geld versus Inflation, 1970–2005.

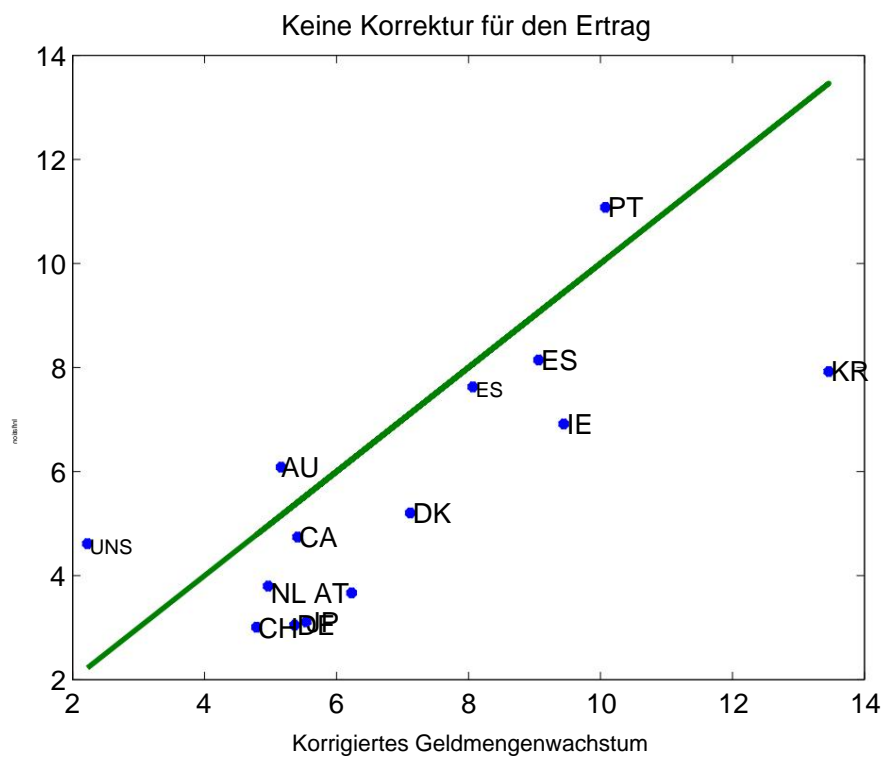


Abbildung 4: Die korrigierte Geldmengenwachstumsrate ist hier das Geldmengenwachstum minus dem realen BIP Wachstum. Die Inflation wird im Verhältnis zur korrigierten Geldmengenwachstumsrate aufgetragen. Die Punkte locker verstreuen, meist jedoch unterhalb der 45-Grad-Linie.

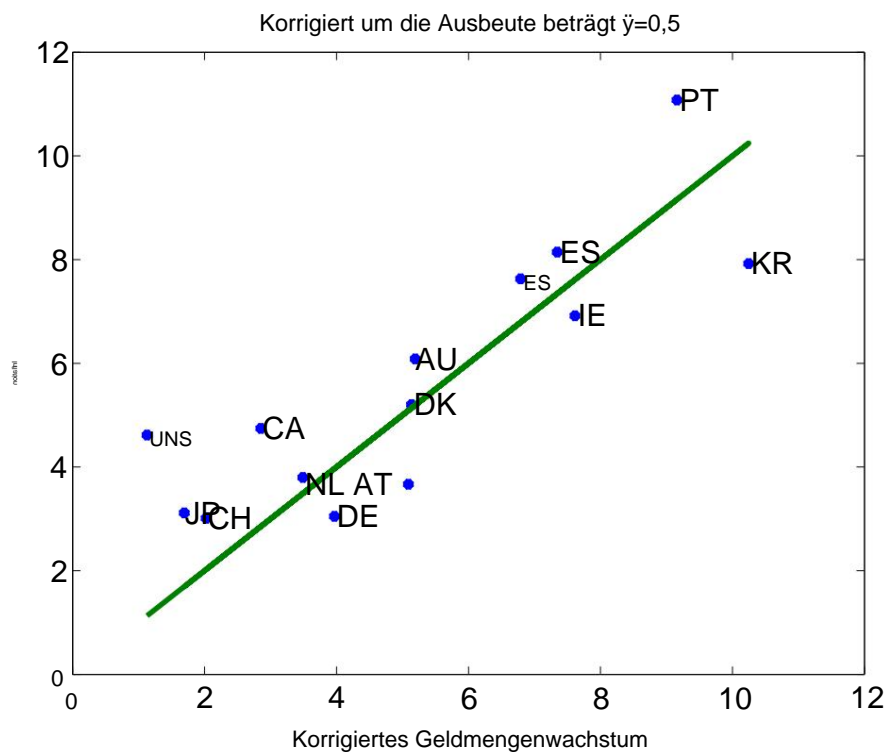


Abbildung 5: Baumol-Tobin: Die korrigierte Geldmengenwachstumsrate ist hier das Geldmengenwachstum minus das reale BIP-Wachstum plus die Differenzen der logarithmischen Staatsanleiherenditen, dividiert durch zwei, gemäß 19 sowie dem Vorschlag von Lucas (2000). Die Korrektur mit der Ausbeute verbessert die Anpassung an die 45-Grad-Linie.

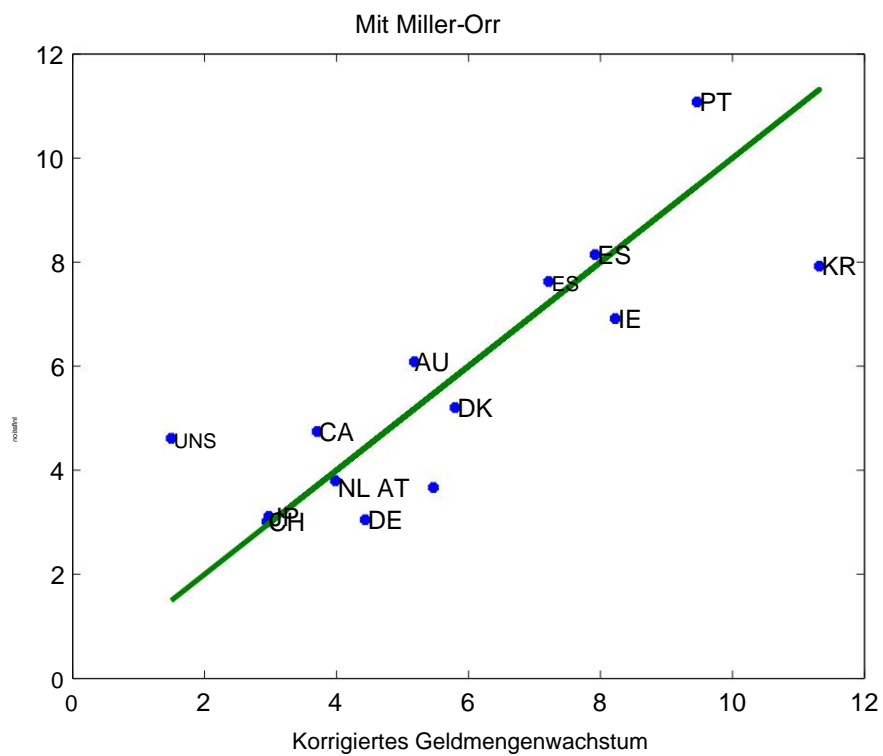


Abbildung 6: Die korrigierte Geldmengenwachstumsrate ist hier das Geldmengenwachstum abzüglich des realen BIP-Wachstums zuzüglich der Differenzen der logarithmischen Staatsanleiherenditen, dividiert durch drei, was das Transaktionstechnologiemodell nach Miller und Orr (1966) widerspiegelt. Die Anpassung um die 45-Grad-Linie ähnelt der Baumol-Tobin-Spezifikation.

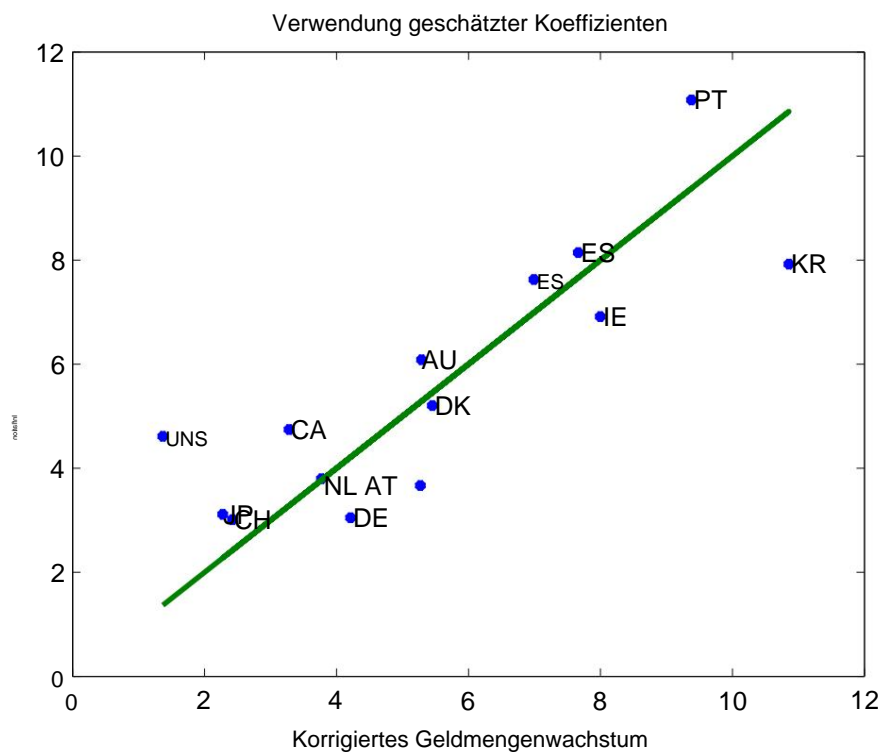


Abbildung 7: Die korrigierte Geldmengenwachstumsrate ist hier das Geldmengenwachstum abzüglich geschätzter Koeffizienten für das reale BIP-Wachstum sowie für die Unterschiede in den kurzfristigen Zinssätzen (keine Konstante in der Regression). Die Anpassung der 45-Grad-Linie ähnelt den theoretischen Spezifikationen.

Zeitraum	BIP-korrigiertes Baumol-Tobin, Miller-Schätzung (ohne Ertragskorr.) (Ertragskorr.)		Orr gepaart	
1970-2005	76	35	35	33
1970-1990	53	31	35	28
1990-2005	188	95	62	50

Tabelle 1: Quadratsumme des Residuums in Prozent der Varianz des realen Geldwachstums (lesen Sie: $\hat{y}R^2$ in Prozent. Hinweis: Das Residuum kann einen Mittelwert ungleich Null haben. Über 100, die zusätzliche Variablen schaden eher, als dass sie die Varianz im Wachstum der realen Geldmenge erklären. Regressionen enthält keine Konstante.

Zeitraum	\hat{y} Schätzung.			$\hat{y} = 1$	
	\hat{y}	\hat{y}	R2	\hat{y}	R2
Benchmark: 1/3..1/2		1		1/3..1/2	
1970-2005	0,44	0,97	0,67	0,42	0,67
	(0,19)	(0,24)		(0,10)	
1970-1990	0,62	1,17	0,72	0,59	0,70
	(0,18)	(0,15)		(0,19)	
1990-2005	0,20	1,62	0,50	0,33	0,38
	(0,08)	(0,28)		(0,05)	

Tabelle 2: Regressionsergebnisse, keine Konstante, ohne und mit auferlegendem $\hat{y} = 1$. R2 ist berechnet als 1 minus (Quadratsumme der Residuen dividiert durch die Varianz des echten Geldes). Wachstum). Da es keine Konstante als Regressor gibt, kann das Residuum einen Mittelwert ungleich Null haben. Zweite Zeile: Standardabweichungen.

4 Teilproben

4.1 Verlust der Geldnachfragestabilität in den 90er Jahren...

Wir lenken nun die Aufmerksamkeit auf die Ergebnisse für die zweite Teilstichprobe, für die Daten danach 1990. Während die Anpassung für alle Spezifikationen in der ersten Hälfte der Stichprobe im Wesentlichen ist So gut wie für die gesamte Stichprobe, wird die Anpassung in der zweiten Hälfte der Stichprobe schlechter Beispiel, wie die Tabelle tab:reg zeigt. Die Miller-Orr-Spezifikation sowie die geschätzte Die Spezifikation passt jetzt deutlich besser als die Baumol-Tobin-Spezifikation.

Die Figuren liefern eine noch aufschlussreichere Geschichte. Abbildung 8 zeigt die Ergebnisse für Die Miller-Orr-Spezifikation für den ersten Teil der Stichprobe und die Abbildungen 9 und 10 zeigen die Ergebnisse für Miller-Orr bzw. die geschätzten Koeffizienten für den zweiten

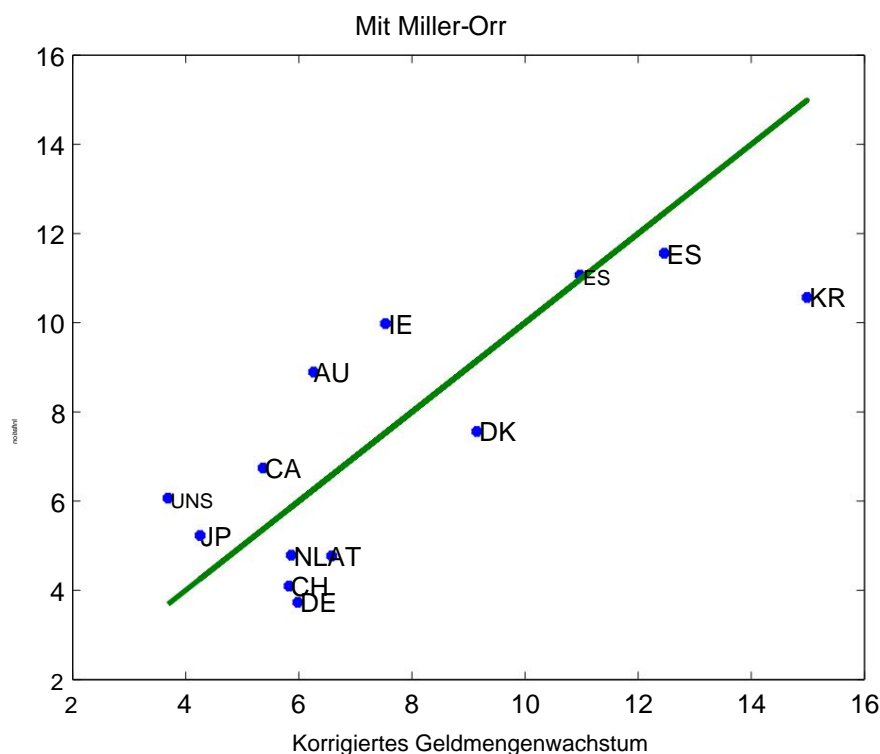


Abbildung 8: Die Beziehung zwischen Inflation und korrigiertem Geldmengenwachstum gemäß der Miller-Orr-Spezifikation für den ersten Teil der Stichprobe, also 1970–1990. Alle drei Geldnachfragespezifikationen (Baumol-Tobin, Miller-Orr, geschätzt) liefern ziemlich ähnliche Zahlen, die wiederum der Gesamtstichprobenzahl ziemlich ähnlich sind.

Teilstichprobe.

Wir möchten hier drei Punkte hervorheben. Erstens ist die geschätzte Zinselastizität für den zweiten Teil der Stichprobe deutlich geringer. Dieses Ergebnis, das wir im Querschnitt erhalten, wurde in der Literatur zur Stabilität der Geldnachfrage anhand von Zeitreihendaten beobachtet, beispielsweise in Irland (2009). Ein Teil der Erklärung für die geringe Elastizität ist die zunehmende Rolle von Geldersatzmitteln, die nicht in M1 enthalten sind, wie von Teles und Zhou (2005) und kürzlich auch von Lucas und Nicolini (2013) argumentiert.

Das zweite Ergebnis ist die schlechte Anpassung einer Geldnachfragebeziehung im zweiten Teil der Stichprobe. Die Daten zeigen eine hohe Variabilität sowohl der Inflations-Geldmengenwachstums-Differenz als auch des Log-Zins-Regressors in dieser Teilstichprobe im Vergleich zur Gesamtstichprobe.

Das dritte Ergebnis ist, dass die Inflation in allen Ländern dennoch nahezu gleich ist

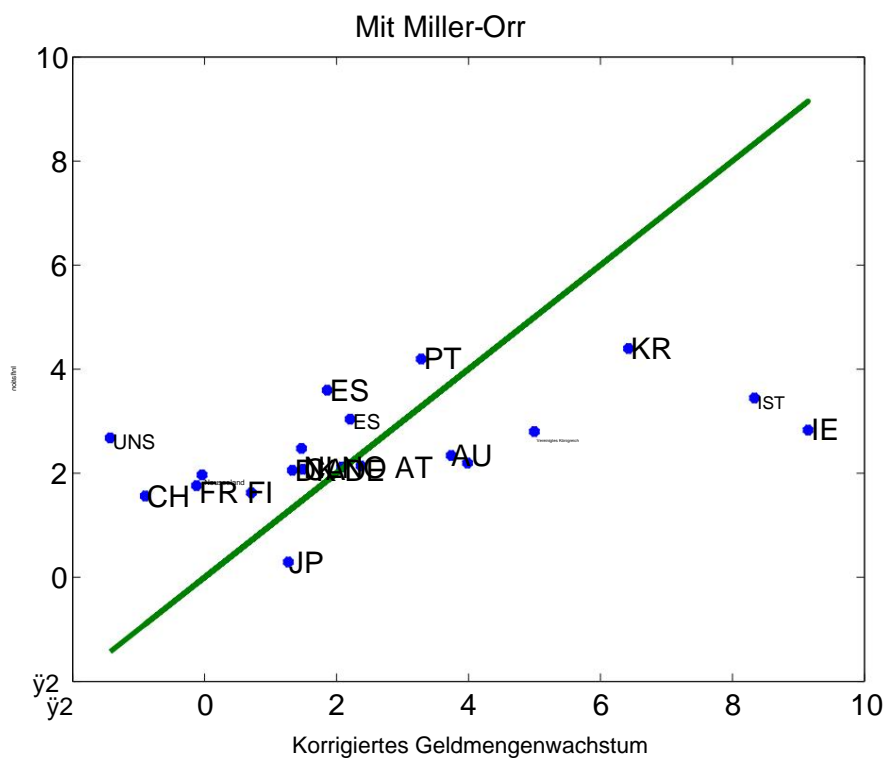


Abbildung 9: Der Zusammenhang zwischen Inflation und korrigiertem Geldmengenwachstum gemäß Miller-Orr-Spezifikation für den zweiten Teil der Stichprobe, der von 1990 bis 2005 reicht. Im Wesentlichen bilden die Daten nun eine flache Linie um eine scheinbar übliche Inflation Ziel. Die Baumol-Tobin-Spezifikation ergibt für diese Episode einen ähnlichen Wert.

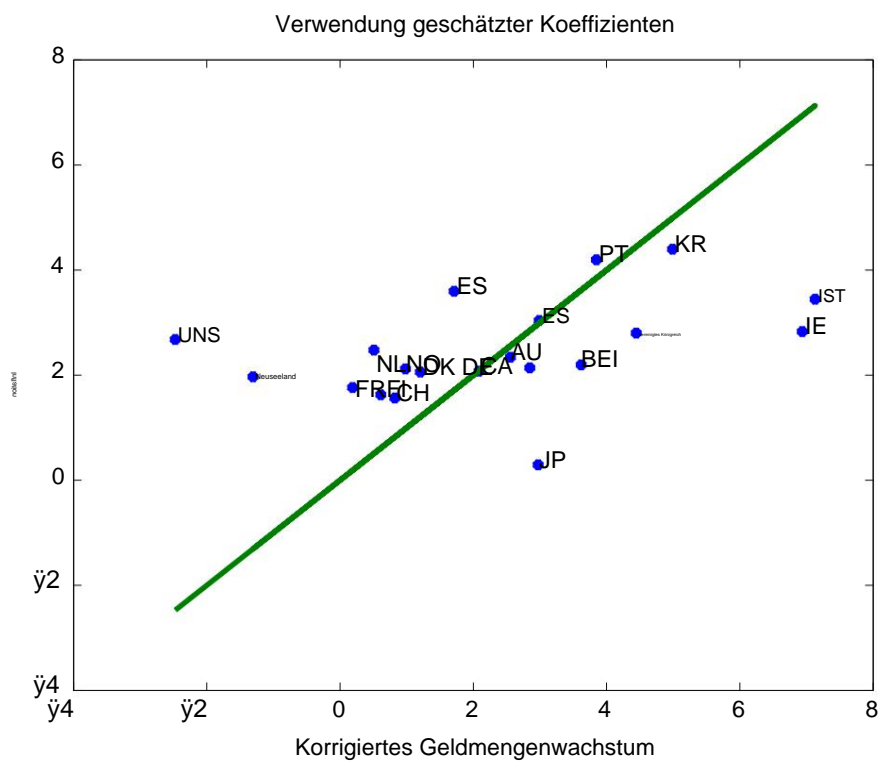


Abbildung 10: Das Verhältnis zwischen Inflation und korrigiertem Geldmengenwachstum für die Sekunde Teil der Stichprobe, d. h. 1990-2005, unter Verwendung einer Regression der Differenz zwischen Inflation und Geldmengenwachstum auf der Grundlage der Änderung der logarithmischen Renditen sowie des BIP-Wachstums (Nr konstant in der Regression). Die Regression ändert nichts an den Erkenntnissen aus dem Miller-Orr Spezifikation: Die Daten gruppieren sich um eine flache „Inflationsziel“-Linie.

Variabilität der (korrigierten) Geldmengenwachstumsraten. Anders ausgedrückt: Für den zweiten Teil der Stichprobe besteht kein sichtbarer Eins-zu-eins-Zusammenhang zwischen Inflation und Geldmengenwachstum. Die Betrachtung der Abbildungen 9 und 10 verdeutlicht dies auf eindrucksvolle Weise. Unsere Erklärung lautet wie folgt. Die Zentralbanken haben sich zunehmend darauf konzentriert, eine bestimmte Zielinflationsrate zu erreichen. Offenbar gelingt es ihnen, dieses Ziel zu erreichen. Um ihr gemeinsames Ziel zu erreichen, wählen die Zentralbanken eine Geldmengenwachstumsrate, die Schocks in der Geldmengen-Inflationsbeziehung ausgleicht. Es besteht eine beträchtliche verbleibende Streuung des Geldmengenwachstums, die wahrscheinlich auf unterschiedliche Erfahrungen mit Deregulierung und Innovation bei Transaktionstechnologien zurückzuführen

Interessanterweise vertritt die jüngste Arbeit von Sargent und Surico (2011) einen ähnlichen Punkt, indem sie die Zeitreihenbeweise für die USA verwendet, wie in Lucas (1988). Sie argumentieren auch, dass ein Teil der Schwierigkeiten, in den neueren Daten einen Zusammenhang zwischen Geld und Preisen in den USA herzustellen, auf die Politik des Inflationsziels zurückzuführen sei. Dies hat die intertemporale Variabilität der Inflation verringert, was es schwieriger macht, in den US-Zeitreihen eine eins-zu-eins-Niederfrequenzbeziehung zwischen Geld und Pre

5. Schlussfolgerungen

Ein Querschnitt der langfristigen Durchschnittswerte für Inflation und Geldmengenwachstum, der gegeneinander aufgetragen wird, wie beispielsweise bei Mc Candless und Weber (1995), zeigt, dass diese Durchschnittswerte gut entlang einer 45-Grad-Linie ausgerichtet sind. In seiner Nobelpredigt behauptet Lucas (1996), dass es in der Geldwirtschaft keine eindeutigeren Beweise gibt.² Die Beweise sind jedoch keineswegs so eindeutig, wenn die Stichprobe Länder mit sehr hoher Inflation ausschließt. Für Länder mit moderater Inflation gibt es einfach keine überwältigenden Bew

Zur Wiederherstellung verwenden wir einen Querschnitt von Ländern mit moderater Inflation. Ein Eins-zu-eins-Zusammenhang zwischen langfristiger Inflation und Geldmengenwachstum. Dazu müssen wir die Auswirkungen langfristiger Bewegungen der Nominalzinssätze berücksichtigen, und zwar entsprechend den Elastizitäten, die mit denen übereinstimmen, die von beiden Theorien zur Transaktionstechnologie vorgeschlagen werden, wie in Baumol (1952), Tobin (1956), Miller-Orr (1966) und Schätzung anhand von Zeitreihendaten für die USA und andere Länder, wie in Lucas (1980, 2000), Irland (2009), Lucas und Nicolini (2013). Sobald wir berücksichtigen

²“(…)Zentralbanker und sogar einige Währungsökonomern sprechen sachkundig davon, hohe Zinssätze zur Kontrolle der Inflation zu nutzen, aber ich kenne keinen Beweis aus einer einzigen Volkswirtschaft, der diese Variablen auf nützliche Weise verknüpft, geschweige denn Beweise, die so eindeutig sind wie die in Abbildung 1 dargestellte Art der Währungsneutralität, die in dieser Abbildung gezeigt wird, muss ein zentrales Merkmal jeder monetären oder makroökonomischen Theorie sein, die empirische Seriosität beansprucht. (...)“

Die Auswirkung von Bewegungen der Zinssätze gemäß den Baumol-Tobin- oder Miller-Orr-Elastizitäten für die gesamte Stichprobe zwischen 1970 und 2005. Was wie eine zufällige Streuung von Punkten erschien, ist jetzt eine 45-Grad-Linie durch den Ursprung.³

Die Daten werden in zwei Teilstichproben aufgeteilt, wobei der Datenbruch im Jahr 1990 erfolgte. Das Datum wurde so gewählt, dass es ungefähr die allgemeine Konvergenz zu einer niedrigen Inflation sowie Änderungen in der Regulierung von Finanzinstituten und Finanzinnovationen datiert. Wir stellen fest, dass die Anpassung für diesen späteren Teil der Stichprobe schlechter ist, möglicherweise aufgrund der größeren Streuung bei Deregulierung und Technologieeinführung, und dass die Zinselastizität geringer ist. Keines dieser Ergebnisse ist überraschend. Etwas überraschend ist, dass die Zinselastizität im Querschnitt so nahe an den Elastizitäten liegt, die andere, die die Zeitreihen für die USA verwenden, wie beispielsweise Irland (2009) oder Lucas

Ein interessantes Merkmal der Daten in der späteren Stichprobe besteht darin, dass die Variabilität der Inflation erheblich verringert ist. Bei niedriger Inflation scheinen die Punkte eine horizontale Linie zu bilden. Bei geringer Inflationsvariabilität ist es nicht einfach, eine Eins-zu-Eins-Beziehung zwischen Inflation und Geldmengenwachstum zu finden. Der gleichen Schwierigkeit begegneten Sargent und Surico (2009) in ihrer Rezension von Lucas (1980). Sie stellen außerdem fest, dass es schwierig war, aus den neueren US-Daten die Eins-zu-Eins-Beziehung zu extrahieren, die Lucas (1980) gefunden hatte, als die Inflation auf eine niedrige Inflationsrate abzielte und so deren Variabilität verringerte. Unsere Ergebnisse hier ergänzen ihre Erkenntnisse, indem sie eine länderübergreifende Analyse im Vergleich zu ihrer US-Zeitreihenanalyse verwenden.

Verweise

- [1] Assenmacher-Wesche, Katrin und Stefan Gerlach, 2007, „Money at Low Frequency“, *Journal of the European Economic Association* 5, 534-542, 04-05.
- [2] Atkeson, Andrew, VV Chari, Patrick J. Kehoe, 2010, „Sophisticated Monetary Policies“, *Quarterly Journal of Economics* 125, 47-89.
- [3] Attanasio, Orazio P., Luigi Guiso und Tullio Jappelli, 2002, „The Demand for Money, Financial Innovation and the Welfare Cost of Inflation: An Analysis with Household Data“, *Journal of Political Economy* 110, 317-351.
- [4] Bailey, Martin J., 1956, „The Welfare Costs of Inflationary Finance“, *Journal of Politische Ökonomie* 64, 93-110.

³Damit die Linie durch den Ursprung verläuft, muss auch der Effekt des Produktionswachstums berücksichtigt werden.

- [5] Ball, Laurence, 2001, „Ein weiterer Blick auf die langfristige Geldnachfrage“, *Journal of Monetäre Ökonomie* 47, 31-44.
- [6] Barro, Robert, 1993, *Macroeconomics*, 4. Auflage, John Wiley & Sons, New York.
- [7] Barro, Robert, 2007, *Macroeconomics: A Modern Approach*, South-Western College Pub, 1. Auflage.
- [8] Baumol, William J., 1952, „The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach“, *Quarterly Journal of Economics* 66, 545-556.
- [9] Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohe und Martin Uribe, 2001, „The Perils of Taylor Rules“, *Journal of Economic Theory* 96, 40-69.
- [10] Benati, Luca, 2009, „Langfristige Beweise für Geldwachstum und Inflation“, Working Paper Series 1027, Europäische Zentralbank.
- [11] Carlson, John B., Dennis L. Hoffman, Benjamin D. Keen und Robert H. Rasche, 2000, „Ergebnisse einer Studie über die Stabilität kointegrierender Beziehungen bestehend aus breiten Geldaggregaten“, *Journal of Monetary Economics* 46, 345-383.
- [12] G. Coenen und J.L. Vega, „Die Nachfrage nach M3 im Euroraum“, *Journal of Angewandte Ökonometrie*, 2001; Bd. 16: Nr. 6: S. 727–748.
- [13] Correia, Isabel und Teles, Pedro, 1999, „The Optimal Inflation Tax“, *Review of Economic Dynamics* 2, 325-346.
- [14] Dutta, Jayasri und Samdeep Kapur, 1998, „Liquidity Preference and Financial Intermediation“, *Review of Economic Studies* 65, 551-572.
- [15] Fischer, B., M. Lenza, H. Pill und L. Reichlin, 2006, „Geld und Geld Policy: the ECB experience 1999-2006“, Entwurf, Europäische Zentralbank.
- [16] Friedman, Milton, 1956, „The Quantity Theory of Money – A Restatement“, in *seine Studien zur Quantitätstheorie des Geldes*, Chicago.
- [17] Irland, Peter, 2009, „On the Welfare Cost of Inflation and the Recent Behavior of Money Demand“, *American Economic Review* 99, 1040-52.
- [18] Lucas, Robert E., Jr., 1980, „Zwei Illustrationen der Quantitätstheorie von Money“, *American Economic Review* 70, 1005-1014.

- [19] Lucas, Robert E., Jr., 1996, „Nobel Lecture: Monetary Neutrality“, *Journal of Politische Ökonomie*, Bd. 104, Nr. 4 (August 1996), 661-682.
- [20] Lucas, Robert E., Jr., 2000, „Inflation and wohlfahrt“, *Econometrica*, Bd. 68, 2, S. 247–274.
- [21] McCandlees, JR., George T. und Warren Weber, 1995, „Some Monetary Facts“, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 19, nein. 3, Sommer 1995, 2-11
- [22] Miller, Merton H. und Daniel Orr, 1966, „A Model of the Demand for Money by Firmen“, *Quarterly Journal of Economics* 80, 413-435.
- [23] Mulligan, Casey B. und Xavier
- [24] Mulligan, Casey B. und Xavier X. Sala-i-Martin, 1998, „The Optimum Quantity of Money: Theory and Evidence“, *Journal of Money Credit and Banking* 29, 687-715.
- [25] Sargent, Thomas und Paolo Surico, 2011, „Two Illustrations of the Quantity Theory of Money“, *American Economic Review* 101, 109-128.
- [26] Teles, Pedro und Ruilin Zhou, „Eine stabile Geldnachfrage: Auf der Suche nach dem richtigen Geldaggregat“, *Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives* 1Q/2005, 50-63.
- [27] Tobin, James, 1956, „Die Zinselastizität der Transaktionsnachfrage für Cash“, *Review of Economics and Statistics* 38, 241-247.
- [28] Woodford, Michael, 2008, „Wie wichtig ist Geld bei der Durchführung der Geldpolitik?“, *Journal of Money, Credit and Banking*, 40, 1561-1598.

Eine Datenbeschreibung

Die in die Regressionen einbezogenen Länder beginnen mit der Liste der OECD-Länder, mit Ausnahme von Chile, Israel, Mexiko und der Türkei, da die Inflation in relevanten Teilen der Stichprobe hoch ist. Darüber hinaus haben wir Luxemburg (da es ein Finanzzentrum in einem kleinen Land ist) und die Transformationsländer ausgeschlossen (da für die Zwecke der Analyse hier keine nützlichen Daten aus den Jahren 1970 und 1990 vorliegen). Für alle anderen Länder haben wir versucht, so viele zuverlässige Daten wie möglich zu erhalten, und haben Belgien, Griechenland und Schweden aufgrund fehlender Daten nicht berücksichtigt. Letztlich verbleiben zumindest für einen Teil der Berechnungen 20 Länder in der Stichprobe. Tabelle 3 listet die verwendeten Ländercodes auf und Tabelle 4 listet die Werte der Daten mit mäßiger Genauigkeit auf. Eine Excel-Datei mit allen Daten sowie detaillierten Hinweisen zu Quellen und Korrekturen steht als Online-Anhang zur Arbeit zur Verfügung. Ebenso die MATLAB-Programme, die alle Berechnungen durchführen und die Grafiken als Teil einer

Eine Originalversion der verwendeten Daten wurde 2006 von Jan Auerbach, einem RA-Studenten in Berlin, unter Verwendung von EcoWin, einer damals verfügbaren und existierenden kommerziellen Datenbank, gesammelt. Die EcoWin-Daten wiederum basierten größtenteils auf Daten der Internationalen Finanzstatistik des IWF und ermöglichten so eine angemessene Vergleichbarkeit zwischen den Ländern. Ding Xuan, ein Bachelor-RA-Absolvent in Chicago 2012, korrigierte einige Einträge unter Verwendung von IWF- und Weltbankdaten. Anschließend befassten sich die Autoren mit einer Reihe weiterer Themen. Die Länder der Eurozone verfügen über keine unabhängige Reihe für M1, Daten zu ihrem Beitrag zu M1 sind jedoch häufig auf Tradingeconomics.com zu finden. Für Deutschland wurden sowohl die M1- als auch die reale BIP-Reihe über die Wiedervereinigung hinweg „gespleißt“, je nach Einstellung 1990 = 100 für das reale BIP und in Bezug auf 1970 bis 1990 in Westdeutschland sowie 2005 bis 1990 (reales BIP: 1991, festgelegt auf) 102) für ganz Deutschland. Zinsdaten und Geldmengendaten für 1970 und mehrere einzelne Länder wurden auf Einzelfallbasis ermittelt, typischerweise anhand von Daten, die von ihren Zentralbanken oder dem nationalen Statistikamt bereitgestellt wurden. Da sich das vorliegende Papier auf Preise, M1, reales BIP und kurzfristige Zinssätze konzentriert, müssten die Daten zu M2, M3 und langfristigen Zinssätzen vor ihrer vollständigen Verwendung noch weitere

Code	Land
AU	Australien
DK	Dänemark
DE	Deutschland
FI	Finnland
FR	Frankreich
IE	Irland
IST	Island
ES	Italien
JP	Japan
CA	Kanada
KR	Südkorea
NZ	Neuseeland
NL	Niederlande
NEIN	Norwegen
BEI	Österreich
PT	Portugal
CH	Schweiz
ES	Spanien
Vereinigtes Königreich	Vereinigtes Königreich
UNS	UNS

Tabelle 3: Ländercodes

	P				M1		rBIP		R				
	70	90	05	70	90	05	70	90	05	70	90	05	
AU	18	106	151	10	45	179	304	554	911	5,4	14,2	5,5	
DK	18	81	110	27	244	644	55	77	107	9,0	8,5	2,3	
DE	38	80	110	21	100	275	60	100	121	5,4	8,1	2,0	
FI	14	78	100	-1	21		50	70	109	150	7,0	8,5	2,3
FR	17	77	100	-1	249	524	91	120	155	8,9	10,2	2,3	
IE	10	74	113	12	100	1670	49	100	246	8,1	11,5	2,3	
IST	0	73	122	0	33	228	-1	531	834	5,3	21,0	10,3	
IT	9	80	127	12	100	298	81	102	123	5,5	12,5	2,3	
JP	34	96	100	21	120	399	40	92	107	4,0	3,6	0,3	
CA	21	82	112	9	42	185	39	77	116	4,7	9,9	0,8	
KR	7	61	118	0	41	305	56	263	493	19,0	7,0	2,0	
NZ	9	84	113	-1	11		22	78	80	129	-1,0	13,8	6,5
NL	30	78	113	21	100	326	356	577	976	6,9	9,2	2,5	
NEIN	17	79	109	-1	187	552	75	104	166	4,5	10,5	4,3	
AT	31	80	111	27	100	358	208	225	311	5,0	6,5	2,3	
PT	2		62	117	4	100	444	42	92	126	4,2	16,9	2,2
CH	36	83	104	33	119	290	266	374	438	4,3	8,3	0,6	
ES	7	68	117	5	100	372	253	478	739	8,2	15,0	2,5	
Großbritannien	11	74	113	-1	178	758	52	81	117	7,9	12,1	4,4	
US	23	76	113	21	82	137	377	711	1105	7,6	8,1	3,5	

Tabelle 4: Verwendete Daten. Ein Eintrag „ÿ1“ oder „ÿ1,0“ weist auf fehlende Daten hin, wohingegen 0 gibt eine kleine Zahl an, die in dieser Tabelle auf Null abgerundet wurde, in der jedoch nicht Berechnungen.