

Hartwig, Jochen

Article

Nichts als Strohfeuer? Eine kritische Analyse des wirtschaftspolitischen Assignments im "Neuen Konsens" mit Hilfe eines makroökonomischen Politiksimulationsmodells der Schweizer Volkswirtschaft

Intervention. Zeitschrift fuer Ökonomie / Journal of Economics

Provided in Cooperation with:

Edward Elgar Publishing

Suggested Citation: Hartwig, Jochen (2004) : Nichts als Strohfeuer? Eine kritische Analyse des wirtschaftspolitischen Assignments im "Neuen Konsens" mit Hilfe eines makroökonomischen Politiksimulationsmodells der Schweizer Volkswirtschaft, Intervention. Zeitschrift fuer Ökonomie / Journal of Economics, ISSN 2195-3376, Metropolis-Verlag, Marburg, Vol. 01, Iss. 2, pp. 107-134, <https://doi.org/10.4337/ejeep.2004.02.10>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/277029>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Nichts als Strohfeuer?

Eine kritische Analyse des wirtschaftspolitischen Assignments im »Neuen Konsens« mit Hilfe eines makroökonometrischen Politiksimulationsmodells der Schweizer Volkswirtschaft

*Jochen Hartwig**

The paper is concerned with the traditional »assignment« to be found in many textbooks that holds central bankers responsible for inflation – and inflation only – while government politicians are recommended to care for the short-term stabilisation of the economy (or not to interfere at all, respectively). Building on monetary and fiscal policy simulations done with a macroeconomic model of the Swiss economy, possible long-term real effects of monetary policy are established. Also, a potential role for fiscal policy in the control of inflation is located. Since macroeconomic modelling is now widely regarded as being outmoded, special care is taken to argue that neither the seminal »Lucas critique« nor more recent time series approaches can be said to have overridden the traditional approach.

JEL classifications: C51, C53, E17, E52, E63

* Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich. Ich danke den Teilnehmerinnen und Teilnehmern des 7. Workshop des Forschungsnetzwerkes »Alternative Konzeptionen makroökonomischer Politik im Spannungsfeld von Arbeitslosigkeit, Globalisierung und hoher Staatsverschuldung«, der am 24./25.10.2003 in Berlin durchgeführt wurde, sowie zwei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift für wertvolle Anregungen. Verbleibende Irrtümer gehen zu meinen Lasten.

Korrespondenzadresse:

Dr. Jochen Hartwig, Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich, ETH Zentrum WEH, CH-8092 Zürich, Schweiz, E-Mail: hartwig@kof.gess.ethz.ch

Ersteinreichung des Artikels am 24.11.2003, endgültig akzeptiert am 17.02.2004

© INTERVENTION. Zeitschrift für Ökonomie, Jg. 1 (2004), H. 2, S. 107–134

1. Einleitung

In den letzten Jahren ist ein kleines neukeynesianisches Modell auf so breite Zustimmung bei Ökonomen gestoßen, dass es sogar als der »neue Konsens« in der Makroökonomie bezeichnet worden ist (vgl. Allsopp/Vines 2000, Romer 2000, Taylor 2000, McCallum 2001a, 2001b, Meyer 2001, Hein et al. (Hg.) 2003). Dieses Modell besteht aus drei Gleichungen, welche üblicherweise in stochastischer Form spezifiziert werden: einer vorausblickenden IS-Kurve, einer (langfristig vertikalen) Phillips-Kurve und einer Zinsreaktionsfunktion der Zentralbank gemäß der Taylor-Regel (vgl. auch Clarida et al. 1999).

Ein Kennzeichen dieses »Neuen Konsensmodells« besteht darin, dass Wirtschaftspolitik, sei es Geld- oder Fiskalpolitik, in ihm langfristig neutral ist. Aus einer Durchsicht der neueren Literatur zum Thema folgern Arestis/Sawyer (2002: 2), dass für den »Neuen Konsens« gilt:

»[M]onetary policy and inflation are closely related, such that monetary policy is viewed as the only policy available for the control of inflation, and in the long run the inflation rate is the only macroeconomic variable that monetary policy can affect.«

Ergänzend wäre hinzuzufügen, dass auch expansive Fiskalpolitik im »Neuen Konsens« als neutral angesehen werden muss, da sie im Modell lediglich zu langfristig höheren Inflationsraten führt. Diskretionäre Geld- und Fiskalpolitik erscheinen demzufolge langfristig als wirkungslos; nur zur Entfaltung kurzfristiger »Strohfeuer« scheinen sie noch zu taugen.

Ziel dieses Beitrags ist es, die beiden genannten Implikationen des »Neuen Konsensmodells« kritisch zu hinterfragen. Erstens: Ist Wirtschaftspolitik wirklich langfristig neutral? – Dies wäre dann der Fall, wenn Geld- und Fiskalpolitik keinen langfristigen Einfluss auf reale Größen wie Output und Beschäftigung hätten. Und zweitens: Ist tatsächlich die Geldpolitik »the only policy available for the control of inflation«, oder könnte nicht ein Potenzial zur Kontrolle der Inflation auch bei anderen wirtschaftspolitischen Akteuren bestehen? Selbstverständlich bestehen mehrere Möglichkeiten; diese Fragestellungen methodisch anzugehen. Kointegrationsanalyse wäre vielleicht das Nächstliegende. Hier wird allerdings ein anderer Weg gewählt. Die beiden Leitfragen sollen mit Hilfe eines makroökonomischen Politiksimulationsmodells der Schweizer Volkswirtschaft, das der Verfasser entwickelt hat, beantwortet werden.

Bei einigen Lesern wird der Begriff »makroökonomisches Politiksimulationsmodell« vielleicht Alarmglocken ausgelöst haben. Es stimmt: Makroökonomische Modelle sind heute aus der Mode gekommen; sie zu konstruieren wird weithin als Zeitverschwendung angesehen. Abschnitt 2 greift die beiden Hauptkritiklinien an dieser Modellklasse auf: Zum einen die einflussreiche »Lucas-Kritik« und zum anderen die Fortschritte in der Zeitreihenanalyse seit Mitte der 1980er Jahre, die die ältere Modellierungspraxis in ökonomischer Hinsicht weitgehend als inadäquat erscheinen ließen. Es zeigt sich jedoch bei näherer Betrachtung, dass keine der beiden Kritiklinien eine Abkehr vom traditionellen Ansatz der Makromodellierung notwendig macht.

Nachdem dergestalt gewissermaßen die »Legitimität« des Modells unterstrichen worden ist, wird im dritten Abschnitt seine theoretische Struktur beschrieben. Im vierten Abschnitt werden politische Schocks simuliert, die dazu dienen sollen, die beiden Leitfragen dieses Beitrags zu klären. Um die Plausibilität der Ergebnisse zu prüfen, werden zwei Modelle für die Euro-Zone als Vergleichsmaßstab herangezogen. Aus Platzgründen muss auf eine Dokumentation der ökonometrischen Schätz- und Testergebnisse leider verzichtet werden.¹ Dieser nicht zu unterschätzende Nachteil – den der vorliegende Beitrag allerdings mit von Thematik und Umfang her vergleichbaren Aufsätzen teilt – soll dadurch zumindest abgemildert werden, dass für eine Reihe relevanter Variablen grafische Vergleiche der dynamischen *ex post*-Simulation mit den tatsächlichen Verläufen bereitgestellt werden, um eine Beurteilung der *tracking performance* des Modells zu ermöglichen. Im letzten Abschnitt werden einige (wirtschaftspolitische) Schlussfolgerungen gezogen.

2. Zur Verteidigung makroökonomischer Modellierung

2.1 Eine Kritik der Lucas-Kritik

Zur Erinnerung: Worum ging es bei der Lucas-Kritik eigentlich? Lucas (1976) identifizierte eine bestimmte verfolgte Wirtschaftspolitik mit einem »Politikregime«. Er tat dies eher aus einer präskriptiven denn aus einer deskriptiven Motivation heraus. Er *empfahl*, Wirtschaftspolitik so zu begreifen und zu modellieren, als ob sie wohlverstandenen Regeln folgen würde, weniger weil er glaubte, dass es tatsächlich so sei, als vielmehr, weil er der Ansicht war, dass »rationale Agenten« keine »rationalen Erwartungen« über Politik bilden könnten, wenn es nicht so wäre. Dann wäre eine »Mikrofundierung« der Makroökonomik aber unmöglich: »[U]nless policy is conducted according to rules [...], economists cannot hope to succeed in modeling agents as solving well-posed optimizations.« (LeRoy 1995: 238) Anders als Friedman führte Lucas also regelgebundene Politik aus methodologischen und nicht aus politischen Gründen ein. Für Lucas ist ein Politikwechsel gleichbedeutend mit einer Parameteränderung in der Politikregel, die die privaten Agenten kennen. Auch können rationale Agenten den Politikwechsel antizipieren, wenn er nicht rein stochastisch ist. Da Lucas die Parameter der Politikregel in die Nutzenfunktionen der privaten Agenten aufnimmt, muss jede Parameteränderung deren Verhalten beeinflussen. Lucas' Kritik an modellbasierten Politiksimulationen läuft letztlich darauf hinaus, dass die Modelle die Verhaltensänderungen der privaten Agenten ignorieren würden, da ja die geschätzten Modellparameter in den Simulationen konstant gehalten werden.

Gibt es Argumente, mit denen auf makroökonomischen Modellen beruhende Politiksimulationen gegen die Lucas-Kritik verteidigt werden können? LeRoy (1995) weist darauf hin, dass es unerlässlich ist, jede wirtschaftspolitische Intervention als Regimewechsel zu modellieren, um Lucas' Resultate zu erhalten. Anders als diskretionäre Manipulationen von einzelnen Politikvariablen, kann ein Regimewechsel nämlich verstanden und

1 Sie werden selbstverständlich auf Anfrage vom Verfasser zur Verfügung gestellt.

nachvollzogen werden: Er ist rationaler Erwartungsbildung zugänglich. Wenn jedoch eine Politikvariable häufigen diskretionären Manipulationen unterliegt, die keinen klaren Gesetzmäßigkeiten folgen, so verliert Lucas' Gleichsetzung von »Politik« mit »Politikregime« an Überzeugungskraft. Jeder diskretionäre Eingriff müsste den rationalen Agenten als Übergang zu einem neuen Regime vorkommen, was letztlich nicht sehr rational zu sein scheint. Außerdem müsste jeder Eingriff im Voraus angekündigt werden, um rationaler Erwartungsbildung zugänglich zu sein; aber dies ist in der Realität oft nicht der Fall. LeRoy folgert, dass es unter Bedingungen diskretionärer Wirtschaftspolitik (bei welcher Änderungen häufig sind und oft nicht angekündigt werden) völlig legitim sei, Politikänderungen als Eingriffe in Variablen zu modellieren, »and no harm would be done if the term *regime* were deleted.« (LeRoy 1995: 246) Mit anderen Worten ist gerade in jenen Fällen, um die es Lucas ging – Politikwechsel, die das private Verhalten ändern könnten – sein Lösungsvorschlag, diese Politikwechsel als Regimetransformationen zu modellieren, oft nicht zweckmäßig. Sofern Wirtschaftspolitik aber keine Regimewechsel herbeiführt, geht die Lucas-Kritik ins Leere.

Andere Kritiker der Lucas-Kritik haben sich mit deren empirischem Gehalt auseinander gesetzt. Ericsson/Irons (1995) haben eine extensive Suche im *Social Science Citation Index* durchgeführt, mit der Absicht, alle Zeitschriftenartikel zusammenzustellen, in denen Lucas (1976) zitiert wird. Nach Durchsicht aller dieser Artikel kommen die Autoren zu dem Schluss, dass so gut wie keine empirische Evidenz dafür vorliege, dass die Menschen tatsächlich »Politikregime« begreifen lernen und ihr Verhalten entsprechend anpassen, wie es Lucas behauptete.

Leeper (1995: 321) bringt ein pragmatisches Argument zur Verteidigung ökonometrischer Politiksimulationen gegen die Lucas-Kritik vor:

»Strategic interdependence of the sort that Lucas emphasizes certainly is present in the actual economy. [...] Even believers in the stability of money demand would be unlikely to argue that the same functional form and demand elasticities would remain in effect if inflation rose from 2 percent to 200 percent per year. Likewise, believers in the instability of the Phillips curve probably would not throw out a relationship estimated using data that fluctuated mildly around 2 percent when inflation was contemplated to rise temporarily to 2½ percent.«

Leeper zufolge bleiben die geschätzten Modellresultate zumindest gute Approximationen dessen, was nach einer simulierten Politikänderung passieren würde, solange der Schock nicht zu stark ist. Dies ist ein wichtiger Punkt, den Nutzer von Politiksimulationsmodellen berücksichtigen müssen: Wenn sie sehr große Schocks simulieren, sind die vom Modell berechneten Resultate nicht länger vertrauenswürdig.

2.2 Strukturelle Makromodellierung versus Zeitreihenökonometrie?

Aus Sicht der modernen Zeitreihenökonometrie hat der traditionelle makroökonometrische Modellierungsansatz der Tatsache nicht genug Aufmerksamkeit gewidmet, dass die meis-

ten ökonomischen Zeitreihen einen nicht-stationären Verlauf haben. Wenn die Zeitreihen, die in eine Regressionsbeziehung eingehen, *unit roots* haben, so hat dies einen Einfluss auf die kritischen Werte für die t- und F-Tests. Die Verwendung der asymptotischen kritischen Werte in den üblichen statistischen Tabellen basiert auf der Annahme, dass der Fehlerterm unter der Nullhypothese ein *white noise*-Prozess ist, und dies ist bei *unit roots* in den Variablen nicht der Fall. Daher ist die t-Statistik nicht asymptotisch normalverteilt. Wenn dies nicht berücksichtigt wird, so können die Schlüsse, die aus den Hypothesentests gezogen werden, irreführend sein (Banerjee 1995: 474–477). Außerdem kann die Regression zwar ein hohes R^2 ergeben, aber dies wird nur eine Konsequenz der *unit roots* in den unabhängigen und der abhängigen Variablen sein, während die ersten Differenzen der Variablen überhaupt nicht korreliert sein können. Granger/Newbold (1974) haben den Begriff »spurious regression« (Scheinregression) für dieses Resultat eingeführt.

Die moderne Kointegrationsanalyse, die von Engle/Granger (1987) angeregt wurde, stellt eine Technik bereit, um mit diesen Schwierigkeiten umzugehen. Engle/Granger haben gezeigt, dass eine Linearkombination von zwei (oder mehr) I(1)-Variablen I(0), also stationär, sein kann. In diesem Fall sagt man, die Variablen seien »kointegriert«. Die Kointegrationsbeziehung kann als eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Variablen interpretiert werden (von welcher kurzfristig Abweichungen möglich sind). Kointegration ist das diametrale Gegenteil von Scheinregression:

»If, say, a bivariate static regression is spurious, there does not exist a stationary linear combination of the variables. If a stationary linear combination does exist the regression is the cointegrating regression.« (Banerjee 1995: 481)

Das Modell, das in diesem Aufsatz vorgestellt wird, ist auf »traditionelle« Weise spezifiziert, d.h. als ein strukturelles Mehrgleichungs-Regressionsmodell. Einem Vorschlag von Engle/Granger (1987: 254) folgend, wurden einige der Verhaltensgleichungen in Fehlerkorrekturform spezifiziert, aber bei den meisten handelt es sich um Niveaugleichungen. Diese Praxis ignoriert die Einsichten der Kointegrationstheorie nicht, denn wenn die abhängige und die unabhängigen Variablen de facto kointegriert sind, dann ist die Regressionsgleichung (in Niveaus) die kointegrierende Beziehung (Engle/Granger 1987: 261).² Daher hält Hsiao (1997a: 665) fest:

»Nonstationarity and cointegration do not call for new estimation methods or statistical inference procedures. One can just follow the advice of the Cowles Commission in constructing and testing structural equation models.«

»[F]or empirical structural model builders, the message is clear – in a structural approach one still needs to worry about the issues of identification and simultaneity

2 Ob die Variablen kointegriert sind, lässt sich auf verschiedene Weisen testen. Für das hier vorgestellte Modell liefern ADF-Tests auf den herkömmlichen Signifikanzniveaus (Davidson/MacKinnon 1993: 722, Tab. 20.2) keine Anhaltspunkte für *unit roots* in den Fehlerreihen der geschätzten Verhaltensgleichungen.

bias, but one need not to worry about the issues of nonstationarity and cointegration. All one needs to do in structural model building is to follow the conventional wisdom.« (Hsiao 1997b: 395)

Die im zweiten Zitat angesprochene Identifikationsproblematik wurde zuerst von Frisch (1938) beschrieben. Frisch stellte fest, dass Ökonometrie zwar (auf Grundlage eines arbiträr gewählten statistischen Signifikanzniveaus) eine Inkompatibilität zwischen einer ökonomischen Theorie und verfügbarem Datenmaterial feststellen, also Hypothesen testen kann; oft kann aber keine von mehreren Hypothesen zurückgewiesen werden, obwohl diese einander widersprechen. Welche Kriterien sollen also für die Konstruktion von Schätzgleichungen herangezogen werden; wie sind diese zu *identifizieren*? Im Modellierungsansatz der *Cowles Commission* – dem auch das hier vorgestellte Modell im Grunde noch verpflichtet ist – wird das Identifikationsproblem so »gelöst«, dass die Spezifikation von einer bestimmten Theorie her vorgegeben und dann anhand der Daten getestet wird. Bestimmte Zusammenhänge zwischen den Daten werden postuliert, andere ausgeschlossen. Solange keine – an statistischen Kriterien gemessenen – Inkompatibilitäten aufscheinen, wird die Spezifikation als »korrekt« betrachtet (vgl. Koopmans/Hood 1953).

In einem einflussreichen Aufsatz hat Sims (1980) diese Vorgehensweise allerdings scharf angegriffen. Seine an der walrasianischen Theorie orientierte Kritik läuft darauf hinaus, dass die Wirtschaft ein System sei, in dem alles mit allem zusammenhängt. Überzeugende Argumente, bestimmte Variablen bei der Modellierung anderer Variablen auszuschließen, sei die ökonomische Theorie nicht in der Lage zu liefern. Sims' Gegenvorschlag besteht darin, jede Zeitreihe von Interesse in einem simultanen Modell auf *lags* von sich selbst und allen anderen Variablen des Modells zu regressieren. In den so genannten vektorautoregressiven (VAR-)Modellen wird mit der größtmöglichen *lag*-Länge begonnen; nicht-signifikante Lags werden sukzessive entfernt, bis eine unter statistischen Gesichtspunkten zufrieden stellende Spezifikation vorliegt.

Auch wenn die Ansicht von Darnell/Evans (1990: 126), VAR-Modelle seien als völlig a-theoretisch abzulehnen, zu weit geht, denn Sims' Anliegen war nicht die Überwindung der Wirtschaftstheorie, sondern die stärkere Berücksichtigung der Datenbeschreibung, so ist nicht zu leugnen, dass seine Kritik einer gewissen Skepsis gegenüber theoretischen Identifikationen in ökonometrischen Modellen Vorschub geleistet hat. Keynes' Aperçu in seiner Kontroverse mit Tinbergen: »I notice throughout some uncertainty as to who, the economist or the statistician, is in the saddle and who the patient ass« (Keynes 1973b: 319) scheint mehr und mehr dahingehend beantwortet zu werden, dass es der Statistiker sein solle, der »im Sattel sitzt«. Aber selbst wenn aufgrund der Identifikationsproblematik ein »data driven-« bzw. »time series approach« der klassischen Modellierung in der Tradition der *Cowles Commission* vorzuziehen wäre,³ so können die von Sims vorgeschlagenen VAR-

3 Dies muss allerdings nicht konzediert werden. Hsiao (1997b: 392) weist darauf hin, dass es nicht ausgemacht sei, ob ein Strukturgleichungsmodell tatsächlich mehr *a priori*-Informationen benötigt als ein VAR-Modell: »However, the additional information requirement we pay in specifying a

Modelle aufgrund ihrer hohen Anforderungen an die Anzahl der erklärenden Variablen pro Gleichung sowie an die Lag-Länge nur relativ wenige Variablen aufnehmen. Üblich sind zwei bis sechs Variablen; Modelle mit zehn Variablen sind bereits sehr rar. Für das hier angestrebte detaillierte gesamtwirtschaftliche Modell schied diese Methode daher aus.

3. Die Grundstruktur des Modells für die Schweiz

Die in diesem Aufsatz präsentierten Resultate sind mit einem Modell berechnet worden, dessen Hauptzweck darin besteht, Politiksimulationen zu ermöglichen und die Auswirkungen alternativer Wirtschaftspolitiken auf die verschiedenen Variablen der Schweizer Volkswirtschaft zu demonstrieren. Verwendung findet das Modell vor allem im Wirtschaftsunterricht. Im Gegensatz zu vielen ähnlichen Modellen ist das Modell nicht für Prognosen ausgelegt. Die gegenwärtige Modellversion besteht aus 261 Gleichungen, von denen 43 Verhaltensgleichungen sind. Den Stützbereich bildet zur Zeit die Periode 1980 bis 2001. Alle Daten besitzen eine jährliche Periodizität. Das Modell wurde mit dem Fixpunktschätzer geschätzt, einem Systemschätzer, der auf Wold [(Hg.) 1981] zurückgeht.⁴

Achtzehn exogene Variablen können in Simulationsübungen manipuliert werden. Die fiskalpolitischen Variablen setzen sich zusammen aus dem Staatsverbrauch, den staatlichen Bauinvestitionen, den Subventionen sowie den Steuer- und Sozialversicherungsbeitragsätzen. Die geldpolitische Variable ist der Dreimonatszinssatz am Euro-Frankenmarkt (*London Interbank Offer Rate*, kurz: Libor). Für diesen Zinssatz wurde auch eine Verhaltensgleichung geschätzt, die aber »abgeschaltet« wird, wenn eine geldpolitische Simulation durchgeführt wird. Das gleiche gilt für den Nominallohnindex, der normalerweise eine modellendogene Variable ist; aber eine veränderte »Lohnpolitik« kann simuliert werden. Weiterhin ist es möglich, die betriebsübliche wöchentliche Arbeitszeit und die Rentenformel abzuändern und Szenarien für ausländische Variablen, wie Inflationsraten, Zinssätze und das Welthandelsvolumen, zu erstellen.

Das Modell für die Schweiz weist eine Blockstruktur auf. Die Blöcke sind interdependent, so dass sie de facto einen einzigen großen Block bilden. Das hat zur Folge, dass sich nach einer simulierten Veränderung einer Politik- oder Szenariovariable nicht nur bestimmte, sondern alle endogenen Variablen anpassen werden.

Je ein Block wurde für die Haupt-Verwendungskomponenten gemäß Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung kreiert. Beispielsweise wurden alle Definitions- und Verhaltens-

structural equation model is compensated for by the ease in finding the appropriate instruments *W*. On the other hand, to obtain the optimality properties of a time-series estimator, we have to find the appropriate instruments. Given the dimension of the regressors we consider, this will require a nontrivial amount of prior information. In the end, it is not clear which approach requires less prior information.«

⁴ Beschreibungen früherer Versionen des Modells finden sich in Hartwig/Edel (2001) und Hartwig (2002).

gleichungen, die mit dem privaten Verbrauch zusammenhängen, in einem Block zusammengestellt. Ebenso für die Bauinvestitionen, die Ausrüstungsinvestitionen usw. Regressionsgleichungen wurden jeweils für die realen Größen (zu Preisen von 1990) sowie für die Deflatoren der Verwendungskomponenten aufgestellt und geschätzt. Diese Blöcke stellen 15 der insgesamt 43 Verhaltensgleichungen. Das Bruttoinlandsprodukt (BIP) wird als Summe der geschätzten Komponenten berechnet; es gibt keine Produktionsfunktion im Modell.

Der reale letzte Verbrauch der privaten Haushalte hängt ausschließlich von ihrem realen verfügbaren Einkommen ab. Die Lebenseinkommenshypothese wird zurückgewiesen. Um der Bedeutung der Einkommensverteilung für den aggregierten Konsum Rechnung zu tragen, wurde versucht, das verfügbare Einkommen so aufzuteilen, dass drei verschiedene Einkommensgruppen hervortreten: die Bezieher von Lohneinkommen, von Transfereinkommen und von Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen. Leider ist diese Aufteilung nicht ganz einfach. So ist es zum Beispiel schwierig, die Einkommensteuerzahlungen des Haushaltssektors auf die drei Gruppen aufzuteilen, und gewisse Annahmen sind nötig, die die Schätzwerte für die marginalen Konsumneigungen verzerren könnten. Die Schweizer Daten deuten darauf hin, dass die kurzfristige Dynamik des privaten Verbrauchs von Variationen des Lohneinkommens bestimmt wird, während Variationen im Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen keinen signifikanten Einfluss auf den privaten Verbrauch haben.

Im Modell sind die Investitionen zinselastisch. In den Schweizer Daten wurden signifikant negative Korrelationen zwischen langfristigen Zinssätzen (Obligationenrendite, Hypothekarzinssatz) und den verschiedenen Investitionskategorien (Ausrüstungen, Wohnbauten, industriell-gewerbliche Bauten) aufgefunden. Weitere erklärende Variablen für die Ausrüstungsinvestitionen sind die Produktionslücke sowie das Verhältnis zwischen Löhnen und Preisen für Ausrüstungsgüter. Die Faktorpreisrelation leistet einen Beitrag zur Erklärung von Rationalisierungsinvestitionen, während mit der Produktionslücke (also der Differenz zwischen Potenzialoutput und BIP) als erklärende Variable die Abhängigkeit der Investitionsentscheidungen vom Auslastungsgrad der Anlagen – und damit von der Phase des Konjunkturzyklus – erfasst wird. Um den Potenzialoutput zu berechnen, wurde die Methode von Fair (1994: 43–54) verwendet, die darin besteht, Potenzialwerte aus *peak-to-peak*-Interpolationen zu berechnen. (Für die Schweiz liegen die BIP-*peaks* im Stützbereich in den Jahren 1981, 1990 und 2001.) In Simulationen entwickelt sich der Potenzialoutput funktional abhängig vom Kapitalstock an Ausrüstungsgütern: Wenn – beispielsweise im Zusammenhang mit einer Variation der Zinssätze – das Investitionsvolumen steigt, so erhöht sich der Potenzialoutput um die Zusatzinvestition multipliziert mit dem Inversen des Kapitalkoeffizienten.⁵ Im Vorgriff auf die unten beschriebene Simulation sei bereits an dieser Stelle betont, dass das Modell für die Schweiz – ganz im Gegensatz zum neu-

5 Der Kapitalkoeffizient konnte nicht empirisch bestimmt werden, da für die Schweiz eine Kapitalstockstatistik nicht vorliegt. Es wurde daher der traditionelle Wert von $\nu=4$ angenommen, siehe Harrod (1939: 18).

keynesianischen »new consensus«-Modell – die Angebotseffekte der Investitionen nicht erkennt und so die Möglichkeit begründet, dass Geldpolitik langfristig reale Wirkungen zeitigen kann.

Ein Wort noch zu den übrigen Verwendungskomponenten, für die Verhaltensgleichungen geschätzt werden: Die Wohnbauinvestitionen werden »erklärt« mit dem Hypothekarzinsatz und dem verfügbaren Einkommen des Haushaltssektors, während die industriell-gewerblichen Bauinvestitionen als von der Beschäftigung, den Ausrüstungsinvestitionen und der Obligationenrendite abhängig identifiziert werden. Importe und Exporte werden von Aktivitätsniveaus im In- bzw. Ausland sowie von realen Wechselkursen bestimmt.

Alle Gleichungen, die den Sektor Staat beschreiben, sind in einem weiteren Block zusammengestellt. Die Politikvariablen sind bewusst exogenisiert worden, um diskretionäre Änderungen in diesen Variablen zu ermöglichen. Stochastisch modelliert wird allerdings der Deflator des Staatsverbrauchs. Auch für die geldpolitische Variable gibt es eine Verhaltensgleichung, die »abgeschaltet« werden kann (s.o.).

Ein weiterer Block wurde für den Bereich »Beschäftigung« im weiteren Sinne gebildet. Die Arbeitsnachfrage sowie das Arbeitsangebot der Männer und das der Frauen werden separat geschätzt; und die Arbeitslosigkeit wird als Differenz von Angebot und Nachfrage berechnet. Von zentraler Bedeutung für diesen ganzen Block ist die Verhaltensgleichung für den Nominallohnindex, welche als um Inflationserwartungen erweiterte Phillips-Kurve im ursprünglichen Sinn von Phillips – also mit der Lohnsteigerungsrate und nicht mit der Inflationsrate an der Ordinate – aufgefasst werden kann. Die meisten Preisindices werden hauptsächlich durch die Entwicklung der Geldlöhne bestimmt. Das heißt, dass die Preise im Modell kostendeterminiert sind.⁶

Das Arbeitsangebot sollte von einem Reallohnzielwert abhängen. In den Schweizer Daten findet sich ein statistisch signifikanter Einfluss des Reallohns allerdings nur für das Arbeitsangebot der Männer, während die Frauen ihr Arbeitsangebot über die letzten 20 Jahre unabhängig von der Lohnentwicklung ausgeweitet haben. Für das Arbeitsangebot der Frauen scheint dagegen die Arbeitsmarktanspannung entscheidender zu sein, insofern, als Frauen sich in Zeiten geringer Arbeitsmarktanspannung (aus Arbeitgebersicht) zu einem gewissen Grad aus dem Arbeitsmarkt zurückziehen.

Die Arbeitsnachfragegleichung ist von Keynes' Prinzip der effektiven Nachfrage inspiriert (Keynes 1973a: Kap. 3), welches wie folgt implementiert wurde: Die Hereinnahme des Geldlohnsatzes in die Regressionsbeziehung entspricht der Idee, dass die Arbeitsnachfrage auf der einen Seite von der Kostensituation der Firma abhängt (Keynes' Z-Kurve). Wie von Keynes' Theorie vorausgesagt, hat der Koeffizient der »Lohneinheit« in der Arbeitsnachfragekurve ein negatives Vorzeichen. Der Idee, dass die Arbeitsnachfrage

6 Es gibt einen geringen (statistisch signifikanten) Nachfragedruckeinfluss auf die Konsumentenpreise, der durch die Produktionslücke approximiert wird. Außerdem steigen die Konsumentenpreise, wenn sich die Hypothekarzinsen erhöhen. Der Grund hierfür ist institutioneller Natur und wird unten näher erläutert.

(und damit die Beschäftigung) ferner von den Nachfragebedingungen auf dem Gütermarkt abhängt, wie sie die Firma *ex ante* erwartet (Keynes' D-Kurve), wurde entsprochen, indem der gleitende Durchschnitt des realen BIP als erklärende Variable aufgenommen wurde. (Erwartungen wurden durchgängig als *backward-looking* modelliert, d.h., indem verzögerte Werte oder gleitende Durchschnitte jener Variablen angesetzt werden, die der Erwartungsbildung unterliegen.) Zwei weitere erklärende Variablen komplettieren die Regressionsbeziehung für die Arbeitsnachfrage: der gleitende Durchschnitt der Produktivität sowie die betriebsübliche wöchentliche Arbeitszeit. Ein Anstieg der Produktivität – sie wird modellendogen als Quotient von realem BIP und vollzeitäquivalenter Beschäftigung⁷ berechnet – oder der Arbeitszeit reduziert die Arbeitsnachfrage *ceteris paribus*. Wie bereits erwähnt, kann die Arbeitszeitvariable in Simulationsübungen abgeändert werden.

Eine wichtige Besonderheit dieser Spezifikation der Arbeitsnachfragegleichung verdient besondere Beachtung: Wenn die Geldlöhne steigen, so verschiebt sich (in der Keynes'schen Begrifflichkeit) die Z-Kurve nach innen, und die Arbeitsnachfrage wird *ceteris paribus* reduziert. (Es sei wiederholt, dass der Koeffizient des Nominallohnindex in der geschätzten Arbeitsnachfragegleichung negativ ist.) Aber diese *ceteris paribus*-Bedingung kann nicht aufrecht erhalten werden, weil, wenn der Lohnsatz steigt, auch das Lohneinkommen und damit die Konsumnachfrage steigt. Die D-Kurve verschiebt sich nach außen; und dieser Effekt wird durch die Hereinnahme des BIP in die Regressionsbeziehung erfasst. Weiterhin gibt es Preis- und möglicherweise Produktivitätseffekte mit je unterschiedlichem *timing*. Tatsächlich sind keine *a priori*-Aussagen hinsichtlich des Gesamteffekts von Lohnveränderungen auf das Beschäftigungsniveau möglich (Keynes 1973a: Kap. 19), aber das interdependente Modell erlaubt eine Beurteilung *ex post*. Die Erfahrungen mit dem Modell für die Schweiz lassen den Schluss zu, dass aufgrund einer relativ niedrigen marginalen Konsumneigung der Lohnempfänger in diesem Land, gepaart mit einer relativ hohen Importneigung, sowie aufgrund der großen volkswirtschaftlichen Bedeutung des Exportsektors, der im internationalen Kostenwettbewerb steht, der Kosteneffekt den Nachfrageeffekt überwiegt, so dass ein (simulierter) Lohnanstieg die Arbeitsnachfrage gesamthaft sinken lässt.

Neben dem Lohneinkommen werden fünf weitere Komponenten des verfügbaren Einkommens des Haushaltssektors im Block »Einkommen« stochastisch modelliert. Es sind dies die Zinseinkünfte, die Dividendeneinkünfte, die Selbständigeneinkommen, die Transfereinkommen sowie die Zinszahlungen der Haushalte. Die Unternehmensgewinne werden nicht separat modelliert, sondern residual berechnet.

Der verbleibende Block heißt »Geld und Finanzen«. Hier werden insbesondere Zinssätze und Wechselkurse modelliert. Diese Variablen wirken stark auf die Ausgaben- (oder Verwendungs-) Blöcke des Modells zurück. Von zentraler Bedeutung ist die Zinsreaktionsfunktion der Schweizerischen Nationalbank (SNB), die vom »leaning-against-the-wind«-Typ ist. Eine hohe Arbeitsmarktranspannung (geringe Arbeitslosigkeit) führt zu einer Erhöhung des kurzfristigen Zinssatzes, ebenso wie ein starkes Geldmengenwachstum,

7 Die Vollzeitäquivalente werden in einer eigenen Verhaltensgleichung modelliert.

weil beide Faktoren von der SNB als Generatoren von – oder zumindest Signalträger für – Inflationsdruck angesehen werden. Die SNB hatte sich lange Zeit der monetaristischen Sichtweise verschrieben; und selbst nach einer durchgängigen Reformulierung ihrer geldpolitischen Strategie im Jahr 1999 (vgl. SNB 1999) hält die Bank an der Theorie fest, dass »Geld Inflation verursacht«. Aus diesem Grund figuriert ein Geldmengenaggregat in der Gleichung, die die SNB für ihre Inflationsprognosen benutzt (Jordan/Peytrignet 2001: 55). Konsequenterweise erweist sich ein Geldmengenaggregat (M_1) auch als statistisch signifikant (mit positivem Vorzeichen) in der Zinsreaktionsfunktion des Modells. Weiterhin besteht ein starker Einfluss des Zinssatzes für kurzfristige Euro-Kredite (vor 1999 D-Mark), was darauf hindeutet, dass die SNB nicht vollkommen autonom beim Verfolgen ihrer Geldpolitik ist. Langfristige Zinssätze (Obligationenrendite, Hypothekenzinssatz) hängen vom kurzfristigen Satz, der deutschen Obligationenrendite sowie dem verzögerten BIP-Deflator ab. Letztgenannte Variable erfasst den Einfluss von Inflationserwartungen auf langfristige Zinssätze, der allerdings im Fall der Schweiz nur schwach ist.

Die meisten ökonometrischen Praktiker wissen vermutlich, wie schwierig die Modellierung von Wechselkursen ist. In der aktuellen Modellversion wird – im Gegensatz zu früheren Versionen – nur noch der Franken/Euro- (vor 1999 ECU-) Wechselkurs mit einer Verhaltensgleichung bestimmt, der Wechselkurs des Frankens zum US-Dollar dagegen exogenisiert.⁸ Dadurch konnte der Prognosefehler der dynamischen *ex post*-Prognose im Wechselkursbereich deutlich reduziert werden. Als erklärende Variablen für den Franken/Euro-Wechselkurs wurde die Differenz der Kurzfristzinsen sowie der schweizerische Außenbeitrag zum BIP herangezogen. (Tabelle 1, S. 122)

4. Die »Strohfeuer-Hypothese« im Licht von Simulationsresultaten

Nachdem nun die theoretische Grundstruktur des Modells vorgestellt worden ist, kommen wir auf unsere beiden Leitfragen zurück. Es sollen zwei unterschiedliche Simulationen durchgeführt werden: zunächst eine geldpolitische Simulation, mit der die »Strohfeuer«-Hypothese von der langfristigen Neutralität der Wirtschaftspolitik überprüft wird. Zum zweiten soll eine fiskalpolitische Simulation klären, ob die Geldpolitik tatsächlich der einzige Politikbereich ist, der die Inflation kontrollieren kann, wie es der »Neue Konsens« behauptet (s.o.).

Dieser Aufsatz ist keineswegs der erste, der sich der Frage, ob Geldpolitik langfristig neutral ist, mit einem empirischen Zugang nähert, wenn auch bisher noch kaum ein strukturelles Makromodell zur Beantwortung dieser Frage herangezogen worden ist. Fisher/

8 Um in szenarischen Simulationen, wie beispielsweise Variationen der US-amerikanischen Zinssätze oder Inflationsraten, Reaktionen des Franken/Dollar-Kurses zu erreichen, wurde in einem Nebenmodell eine Verhaltensgleichung für den Euro/Dollar-Kurs geschätzt. In solchen Simulationen – aber nur hier – tritt an die Stelle des exogenen Franken/Dollar-Kurses der Kreuzpreis der geschätzten Euro/Dollar- und Franken/Euro-Relationen.

Tabelle 1: Vereinfachte Version des Schweiz-Modells

Angebotsseite	
Potenzialoutput = f (Kapitalstock Ausrüstungen)	(1)
Arbeitsangebot = f (Reallohnindex, Arbeitsmarkttension)	(2)
Nachfrageseite	
Reales BIP = Realer privater Verbrauch + <i>Realer Staatsverbrauch</i> + Reale Ausrüstungs- investitionen + Reale Bauinvestitionen + <i>Reale Lagerinvestitionen</i> + Reale Exporte – Reale Importe	(3)
Realer privater Verbrauch = f (Reales verfügbares Einkommen des Haushaltssektors)	(4)
Reale Exporte = f (Realer Wechselkursindex, <i>Reales Welthandelsvolumen</i>)	(5)
Reale Importe = f (Realer privater Verbrauch, Reale Ausrüstungsinvestitionen, Reale Exporte)	(6)
Arbeitsnachfrage = f (Reales BIP, Nominallohnindex, <i>Betriebsübliche wöchentliche Arbeitszeit</i> , Produktivität)	(7)
Durch Angebot und Nachfrage bestimmt	
Reale Ausrüstungsinvestitionen = f (Produktionslücke, Obligationenrendite (10 Jahre), Preisindex: Investitionsgüter, Lohnstückkosten)	(8)
Reale Bauinvestitionen = f (Reale Ausrüstungsinvestitionen, Beschäftigung, Reales verfügbares Einkommen des Haushaltssektors, Langfristige Zinssätze)	(9)
Zahl der Erwerbslosen = Arbeitsangebot – Arbeitsnachfrage	(10)
Nominallohnindex = f (Arbeitsmarkttension, Konsumentenpreisindex, <i>Einkommensteuersatz</i>)	(11)
Preisindices = f (Nominallohnindex, Hypothekenzinssatz, Produktionslücke, <i>BIP-Deflator OECD</i> , Realer Wechselkursindex)	(12)
Produktionslücke = Potenzialoutput – Reales BIP	(13)
Realer Wechselkursindex = f (Konsumentenpreisindex, <i>BIP-Deflator OECD</i> , Obligationen- rendite (10 Jahre), <i>Deutsche Obligationenrendite (10 Jahre)</i> , Außenbeitrag zum BIP)	(14)
Geldpolitik	
Dreimonats-Libor, Schweizer Franken = f (Geldmenge M1, <i>Dreimonats-Libor Euro</i> (vor 1999: <i>D-Mark</i>), Arbeitsmarkttension)	(15)
Verfügbares Einkommen	
Reales verfügbares Einkommen des Haushaltssektors = f (Arbeitsnachfrage, Nominal- lohnindex, Zahl der Erwerbslosen, <i>Aggregierter Sozialversicherungsbeitragssatz</i> , <i>Einkommensteuersatz</i> , Obligationenrendite (10 Jahre), Konsumentenpreisindex, ...)	(16)
Exogene Variablen, die mit Ausnahme der realen Lagerinvestitionen simulationsfähig sind, sind kursiv gesetzt.	

Quelle: Eigene Darstellung

Seater (1993) etwa haben die langfristige Neutralitätsthese in mehreren kleinen, »strukturfreien« ARIMA-Modellen mit je zwei Variablen (eine davon stets die Wachstumsrate des Geldangebots) getestet. Ob ein Geldangebotsschock langfristige Auswirkungen auf Niveau oder Wachstumsrate der jeweils anderen Variablen hat, lässt sich in einem solchen Modell aus der Analyse der Relation der Integrationsgrade der beiden Variablen ableiten. Fisher/Seater bezeichnen ihre empirischen Ergebnisse als »gemischt«. Im Gegensatz zu ihrer Untersuchung wie auch zu jenen von King/Watson (1992, 1997), in denen (ebenfalls in bivariaten Modellen) die Frage untersucht wird, welche identifizierenden Restriktionen des Modells zu einer Bestätigung der Neutralitätsthese führen und welche nicht,⁹ wird der geldpolitische Schock im vorliegenden Aufsatz über den nominalen Zinssatz und nicht über die Geldmenge modelliert. Für die geldpolitische Simulation wird als Schock eine Erhöhung des kurzfristigen Zinssatzes um 100 Basispunkte in den Jahren 1991 und 1992 gewählt. Diese Wahl ermöglicht es, die Simulationsresultate mit denen zweier Modelle für die Euro-Zone zu vergleichen, des »ECB Area-Wide Model« von Fagan et al. (2001) und des »Eurosystem Macroeconometric Model« von Van Els et al. (2001).¹⁰

Welche Auswirkungen hätte der benannte Schock auf nominelle und reale Variablen gehabt? Abbildungen 2 und 4 zeigen die *impulse-response*-Funktionen für den Dreimonatszinssatz¹¹ und den Konsumentenpreisindex. (Abb. 1–4, S. 120)

Die Konsumentenpreise liegen während des gesamten Simulationszeitraums niedriger als in der Realität. Im Jahr 2001 steht der simulierte Index bei 121,22 Punkten (1990 = 100), verglichen mit 121,62 in der Realität. Dies entspricht einem Rückgang von 0,33 Prozent.¹² Die oben erwähnten Modelle für die Euro-Zone produzieren ähnliche Ergebnisse. In ihrem »Eurosystem Macroeconometric Model« simulieren Van Els et al. (2001) eine Zinserhöhung um 100 Basispunkte für zwei Jahre und finden, dass sich die Preise im ersten Jahr kaum reduzieren (-0,09 Prozent) und bis zum fünften Jahr des Simulationszeitraumes um 0,4 Prozent zurückgehen.¹³ Im »ECB Area-Wide Model« von Fagan et al. (2001) führt dieselbe Simulation zu einem Rückgang des Konsumentenpreisindex um 0,15 Prozent im ersten Jahr, der sich bis zum Jahr 5 auf -0,66 Prozent verstärkt. Modellsimulationen der Bank von

9 Weber (1994) wendet den von King/Watson (1992) entworfenen und mit U. S.-Daten getesteten bivariaten Ansatz auf Daten der G7-Staaten, insbesondere auf deutsche Daten an.

10 Diese beiden Modelle werden auch verglichen in Angeloni et al. (2002) und in Arestis/Sawyer (2002).

11 Es sei darauf hingewiesen, dass der Dreimonatszinssatz ab 1993 wieder modellendogen bestimmt wird.

12 Wenn im Folgenden vom »Rückgang« der Preise bzw. Preisindizes gesprochen wird, so handelt es sich nicht um einen absoluten Rückgang, sondern um einen Rückgang gegenüber der (un-geschockten) Realität, was als ein langsames Wachstum der Preise als in der Realität interpretiert werden muss.

13 Van Els et al. (2001) führen *ex ante*-Simulationen durch. Sie schocken ihr Modell in den Jahren 2001 und 2002 und berichten Resultate bis zum Jahr 2005. Im Unterschied hierzu sind mit dem Schweiz-Modell nur *ex post*-Simulationen möglich.

Abbildung 1: Drei-Monats-Libor, SFr.
(Skala: Prozentpunkte)
Niveauwerte

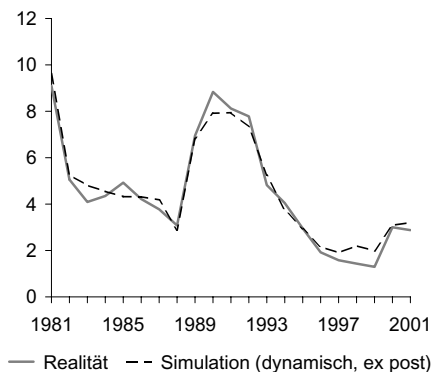


Abbildung 2: Drei-Monats-Libor, SFr.
(Skala: Prozentpunkte)
Änderungen gegenüber der Realität

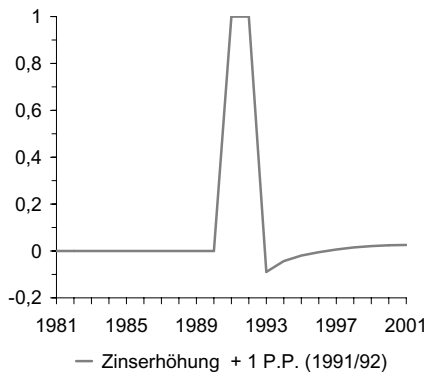


Abbildung 3: Inflationsrate
(Skala: Prozentpunkte)
Niveauwerte

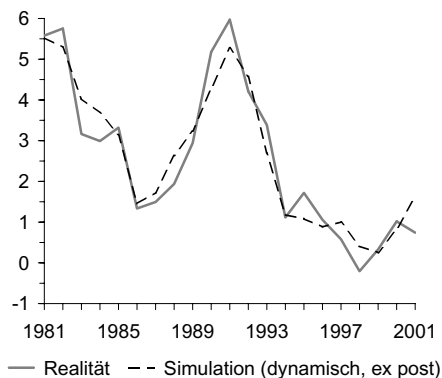
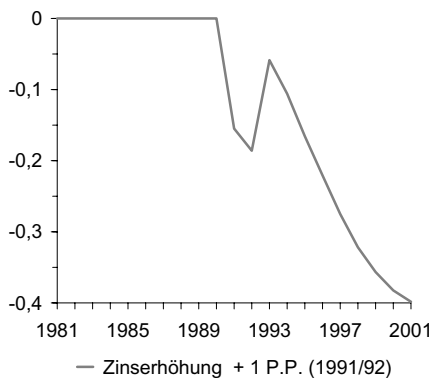


Abbildung 4: Konsumentenpreisindex
(Skala: Indexpunkte, 1990 = 100)
Änderungen gegenüber der Realität



England (vgl. Bank of England 1999, 2000, Monetary Policy Committee 1999) deuten in eine ähnliche Richtung. Hier hat der Zinsanstieg im ersten Jahr kaum einen Einfluss auf die Preise und reduziert die Inflationsrate um 0,2 bis 0,4 Prozentpunkte im dritten Jahr. In unserer Simulation zeigt sich der maximale Effekt auf die Inflationsrate (im Unterschied zum Preisniveau) bereits im ersten Jahr (1991) und beträgt -0,15 Prozentpunkte.

Obwohl in unserem Modell die Reaktion der Konsumentenpreise auf den restriktiven geldpolitischen Schock im Wesentlichen mit der Theorie übereinstimmt, sind einige skeptische Fragen angebracht. Zum einen: Kommt die Reaktion nicht zu früh? In einer vergleichenden Untersuchung über die geldpolitische Wirkungsverzögerung in der Schweiz,

Deutschland und den USA zwischen 1971 und 1992 fand Borchert (1994) für die Schweiz einen durchschnittlichen *time-lag* zwischen einer monetären Kontraktion und der Abwärtsreaktion des Konsumentenpreisindex von 32 Monaten – was deutlich mehr ist als in Deutschland (11,1 Monate) und den USA (19,8 Monate). Unter Berücksichtigung dieses Befunds erscheint der simulierte Rückgang der Preise (im Vergleich zur Realität) bereits im ersten Jahr, den unser Modell berechnet, fragwürdig. Es muss allerdings darauf hingewiesen werden, dass sich die *time-lags*, die von Borchert (1994) berichtet werden, auf die Reaktion des Konsumentenpreisindex auf eine Reduktion der Geldmenge M_1 beziehen und nicht, wie in unserem Fall, auf die Zeitspanne zwischen einer Erhöhung des kurzfristigen Zinssatzes und dem dadurch verursachten Rückgang des Konsumentenpreisindex. Dieser Unterschied kann etwa ein Jahr der Diskrepanz in der Wirkungsverzögerung erklären. So viel Zeit vergeht nämlich in unserer Modellsimulation zwischen der initialen Zinserhöhung und dem maximalen Rückgang der Geldmenge M_1 . Hauptsächlich wird die geldpolitische Wirkungsverzögerung allerdings durch einen Wechselkurseffekt verkürzt. Die Zinserhöhung wurde nur für die Schweiz simuliert, wodurch sich die Zinsdifferenz gegenüber dem europäischen (bzw. deutschen) Niveau beträchtlich reduziert (1991 von 103 auf drei Basispunkte und 1992 von 160 auf 60 Basispunkte). Dies führt im Modell kurzfristig zu einer Aufwertung des Schweizer Frankens sowie zu einer merklichen Reduktion der Importpreise gegenüber der Basislinie. Die relative Verbilligung importierter Vorprodukte schlägt ohne Verzögerung auf die schweizerischen Konsumentenpreise durch. Borchert (1994) konnte diesen Effekt in den tatsächlichen Zeitreihen nicht finden, da die SNB bis heute kaum Gebrauch von dem diskretionären Spielraum gemacht hat, den sie gegenüber der Europäischen Zentralbank hätte bzw. gegenüber der Deutschen Bundesbank hatte.¹⁴ Realistischer wäre es daher, in unserer Simulation den europäischen bzw. deutschen Kurzfristzinssatz parallel zum schweizerischen zu erhöhen und so den Zinsabstand zu konservieren. Führt man diese Simulation durch, so bleibt der Wechselkurseffekt aus, und die geldpolitische Wirkungsverzögerung erhöht sich auf den von Borchert (1994) beobachteten Wert, nämlich zwei bis drei Jahre (vgl. dazu Hartwig/Jaeger 2004). Verglichen mit den beiden Modellen für die Euro-Zone scheint die Preisreaktion aber auch in der gegenwärtigen Spezifikation der Simulation nicht übertrieben zu sein: Im »Area-Wide Model« von Fagan et al. (2001) sinkt der Konsumentenpreisindex im ersten Jahr um 0,15 Prozent ab, was genau der Reaktion im Schweiz-Modell entspricht, während unser »langfristiges« Ergebnis von -0,33 Prozent dem Resultat von Van Els et al. (2001) ähnelt.

Verwunderung könnte zum zweiten auch die Form unserer *impulse-response*-Funktion für den Konsumentenpreisindex auslösen. Während sich in beiden Modellen für die Euro-Zone die Distanz zwischen der simulierten Trajektorie und der »Realität« nach dem Schock kontinuierlich ausweitete, verengt sich diese Distanz in unserer Simulation im Übergang

14 Zu diesem Schluss kommt Stalder (2003a: 28–32) auf Grundlage eines makroökonometrischen Simulationsmodells, das er bei der SNB für Inflationsprognosen verwendet. Die Schweizer Kurzfristzinsen folgen den Euro- (vor 1999 DM-) Zinssätzen kurzfristig sehr eng und sind langfristig mit ihnen kointegriert.

von Jahr 2 (1992) zu Jahr 3. Dieser Effekt findet seine Erklärung in einer institutionellen Besonderheit der Schweiz: dem Regulierungsregime des Mietwohnungsmarktes. Artikel 269a des schweizerischen »Obligationenrechts« schreibt vor, dass Vermieter nur nach eingetretenen Kostensteigerungen die Mietzinsen anheben dürfen. In der Praxis sind die Mieten an die Hypothekarzinsen gekoppelt.¹⁵ Aus diesem Grund ist zu erwarten, dass die Mieten nach einer Erhöhung der kurzfristigen Zinsen ansteigen, da dieser Anstieg mit einer gewissen Verzögerung die gesamte Struktur der Zinssätze nach oben verschiebt. Weil die Wohnungsmieten allein mehr als 20 Prozent der Ausgaben der schweizerischen Konsumenten ausmachen, führt eine restriktive Geldpolitik in der Schweiz über den »Hypothekarzins-Kanal« zu einem gewissen Aufwärtsdruck auf die Konsumentenpreise. Dieser Effekt hat die charakteristische Form der *impulse-response*-Funktion für den Konsumentenpreisindex zur Folge, die Abbildung 4 zeigt.¹⁶

Vergleichen wir nun die Reaktionen wichtiger Makro-Aggregate auf den Zinsschock im Schweiz-Modell mit den beiden Modellen für die Euro-Zone (vgl. Tab. 2): Insgesamt sind die Ergebnisse nicht allzu unterschiedlich. Dies ist einerseits erstaunlich, da die drei Modelle nicht dieselbe geografische Region abdecken und überdies nicht auf derselben Theoriegrundlage beruhen.¹⁷ Andererseits lässt sich aus der relativen Ähnlichkeit der Modellresultate im Sinne des hier verfolgten *benchmarking*-Ansatzes schließen, dass das Modell für die Schweiz keine Resultate berechnet, die a priori als absurd angesehen werden müssten. Im Großen und Ganzen scheinen die schweizerischen Ergebnisse näher am *EMM* als am *AWM* zu liegen.¹⁸ Der auffälligste Unterschied ist, dass im Modell für die Schweiz der initiale Rückgang des realen BIP größer ist als der Rückgang in Jahr 3, während es sich in den beiden Modellen für die Euro-Zone umgekehrt verhält. Dieser Effekt rührt von den Investitionen her, die im Schweiz-Modell in Jahr 3 nicht so stark zurückgehen

15 Mieter haben das Recht, bei sinkenden Hypothekarzinsen Mietreduktionen zu verlangen.

16 Dieselbe Form der *impulse-response*-Funktion für den Konsumentenpreisindex wird von Stalder (2002) berichtet. Die Zeitverzögerung von zwei Jahren zwischen der Erhöhung des kurzfristigen Zinssatzes und der zwischenzeitlichen Verengung des Abstandes zwischen der Basislinie und der simulierten Trajektorie, die von Stalder (2002) bestätigt wird, rührt erstens daher, dass der Hypothekarzinsatz nicht sofort mit den Kurzfristzinsen steigt und zweitens daher, dass Mieterhöhungen ein halbes Jahr im Voraus angekündigt werden müssen. Leider lassen sich Stalders Resultate nicht gut mit unseren vergleichen, da er seinen Zinsschock nicht auf zwei Jahre beschränkt, sondern bis zum Ende des Simulationszeitraumes durchhält. Insgesamt scheint die Geldpolitik in seinem Modell einen länger anhaltenden Einfluss auf die Inflationsrate zu haben als dies in dem hier vorgestellten Modell der Fall ist.

17 Fagan et al. (2001: 9) charakterisieren ihr Modell als »mainstream«, da es so spezifiziert sei, dass es gegen einen neoklassischen *steady state* konvergiere. Das Modell für die Schweiz hat keine solchen langfristigen Eigenschaften. Van Els et al. (2001) führen zu den Theoriegrundlagen der Modelle, aus denen sie das »Eurosystem Macroeconometric Model« generieren, nichts Näheres aus.

18 Alle drei Modelle reproduzieren das anerkannte *stylised fact*, dass sich nach einem Schock die Investitionen volatiler und der Konsum weniger volatil verhalten als das BIP.

wie in den beiden anderen Modellen. Das Modell für die Schweiz erlaubt eine genauere Untersuchung der Teilkomponenten der Bruttoinvestitionen. Dabei stellt man fest, dass es die realen Bauinvestitionen sind, die zunächst von dem restriktiven geldpolitischen Schock weitgehend unbeeinflusst bleiben, und die sich im weiteren Verlauf – nachdem der Schock vorüber ist – sogar leicht erhöht darstellen.¹⁹ Der Grund hierfür besteht darin, dass die Bauinvestitionen auch die öffentlichen Tiefbauinvestitionen beinhalten, die in unserer Simulation bewusst konstant gehalten werden, und zwar nominal konstant. Da die restriktive Geldpolitik den Auftrieb des Baudeflators hemmt, erhöhen sich die *realen* öffentlichen Bauinvestitionen (gegenüber der Realität).²⁰ Dieser Effekt unterstützt in unserem Modell die aggregierten realen Bruttoanlageinvestitionen.

Tabelle 2: Auswirkungen einer Erhöhung des kurzfristigen Zinssatzes um einen Prozentpunkt für zwei Jahre (jährliche prozentuale Abweichungen gegenüber der Realität)

	Schweiz-Modell			EMM			AWM		
	Jahr 1	Jahr 3	Jahr 5	Jahr 1	Jahr 3	Jahr 5	Jahr 1	Jahr 3	Jahr 5
BIP	-0,40	-0,16	-0,01	-0,22	-0,31	-0,02	-0,34	-0,71	-0,57
Privater Verbrauch	-0,11	-0,32	-0,07	-0,12	-0,19	0,01	-0,27	-0,54	-0,37
Investitionen	-0,39	-0,60	-0,45	-0,34	-1,22	-0,39	-0,81	-2,96	-2,42

EMM (Eurosistem Macroeconometric Model-Berechnungen), vgl. Van Els et al. 2001

AWM (ECB Area-Wide Model-Berechnungen), vgl. Fagan et al. 2001

Quelle: Eigene Darstellung

Die vorhergehenden Ausführungen sind gewissermaßen als »vertrauensbildende Maßnahme« intendiert: Sie sollen dem Leser den Schluss nahe legen, dass das Schweiz-Modell sich zur Beantwortung der Leitfragen eignet, unter denen der vorliegende Beitrag steht.²¹ Ist Wirtschaftspolitik wirklich langfristig neutral? Sie wäre es, wenn Geld- und Fiskalpolitik langfristig keinen Einfluss auf reale Variablen hätten. Der »Neue Konsens« billigt der Geldpolitik üblicherweise keine angebotsseitigen Wirkungen zu (Arestis/Sawyer 2002: 4);

19 Dagegen liegen die realen Ausrüstungsinvestitionen im dritten Jahr um 1,27 Prozent tiefer.

20 Die Modellierung basiert auf der Hypothese, dass in die öffentlichen Budgets eine bestimmte Geldsumme für Tiefbauprojekte eingestellt worden ist, die auch dann verbraucht wird, wenn der Baudeflator sinkt. Dann kann allerdings etwas mehr als geplant gebaut werden.

21 Auf dem 7. Workshop des »Forschungsnetzwerkes Makropolitik« wurde in Frage gestellt, ob ein Vergleich von Modellresultaten sinnvoll ist, wenn die Modelle unterschiedliche geografische Räume abbilden. Ein anonymen Referee teilt diese Bedenken. Ich halte jedoch nach wie vor dafür, dass allein die Tatsache, dass keine gewaltigen Unterschiede in den Reaktionen zwischen dem Schweiz-Modell und den Eurozonen-Modellen aufscheinen, sondern dass die Reaktionen einander ähnlich sind, im Sinne einer Plausibilisierung interpretierbar ist.

aber diese Position übersieht den wichtigen Konnex zwischen (kurzfristig wirksamen) Nachfragekräften und (langfristigen nutzbaren) produktiven Kapazitäten. Zweifellos handelt es sich bei den Investitionen um eine Nachfrage-*Fluss*größe, die den *Bestand* an produktiv nutzbaren Ressourcen erhöht.

»[I]f expanding demand involves increasing investment spending, it will have a direct effect on capacity and (to the extent that technical progress is embodied in capital) productivity.« (Setterfield 2003: 26 f.)

»Demand matters, therefore, not just because of its chronic influence on the utilization rates of productive resources (and hence the proximity of the actual to the potential output path of the economy), but also because of its impact on the quantity and productivity of inputs, and hence the potential output path itself« (*ibid.*: 25).

Die Angebotseffekte der Geldpolitik können mit Hilfe des Simulationsmodells analysiert werden. Der Kapitalstock an Ausrüstungen wird hier als Kumulation der Nettoinvestitionen berechnet. Abbildung 6 zeigt,²² dass der restriktive geldpolitische Schock bis zum Ende des Simulationszeitraums (2001) zu einem Rückgang der Sachkapitalbildung um 1,2 Mrd. Franken führt.²³ Infolgedessen sinkt auch der Potenzialoutput (in Preisen von 1990) um ca. 300 Mill. Franken (vgl. Abbildung 8).²⁴ (Abb. 5–8)

22 In den folgenden Abbildungen stellen die Balken Wachstumsraten dar, gemessen an der linken Skala.

23 Den geldpolitischen Schock zeitlich nach vorne zu verlagern, bspw. in die Jahre 1981/82, ändert nichts am Ergebnis: Die Kapitalstock-Trajektorie kehrt nicht zur Basislinie zurück und nähert sich ihr ab einem bestimmten Zeitpunkt auch nicht weiter an.

24 Ausdrücklich sei nochmals darauf hingewiesen, dass die Reaktion des Potenzialoutputs nicht (mittels einer Verhaltensgleichung) geschätzt, sondern über den postulierten »Kapitalkoeffizienten« aus der Reduktion des Kapitalstocks abgeleitet wurde. Die Reduktion des Kapitalstocks ergibt sich allerdings aus den geschätzten Parameter des interdependenten Modells. Ein anonymer Referee sieht in der Verwendung des konstanten Kapitalkoeffizienten eine unzulässige theoretische Restriktion des Modells im Sinne der oben beschriebenen Kritik von Sims (1980), da so ein wichtiger Kanal, über den im neoklassischen Modell Faktorpreisänderungen übertragen werden – nämlich die Substitution der Faktoren untereinander – ausgeschlossen werde. Mit Bezug auf den Potenzialoutput würde Faktorsubstitution voraussetzen, dass die Reduktion des Kapitalstocks durch eine Erhöhung des Arbeitskräftepotenzials kompensiert würde. Es müsste also eine vermehrte Einwanderung von Arbeitskräften oder eine Erhöhung der Arbeitszeit oder der Erwerbsbeteiligung eintreten. Obwohl die theoretische Möglichkeit nicht bestritten werden kann, sind alle diese Entwicklungen für die Schweiz unwahrscheinlich. Hier waren im 2. Quartal 2003 bereits 809.000 niedergelassene Ausländer/innen erwerbstätig, was einem Anteil an der Erwerbsbevölkerung von 20,5 Prozent entspricht. Hinzu kommen rund 250.000 Grenzgänger/innen und erwerbstätige Kurzaufenthalter/innen und Asylsuchende (vgl. BFS 2004). Ohne die stattgefundenen Einbürgerungen wäre der Ausländeranteil noch höher. »In Bezug auf die geleisteten Arbeitsstunden pro Kopf der Bevölkerung

Abbildung 5: Kapitalstock, Ausrüstungen
(rechte Skala: Mrd. SFr.;
linke Skala: Prozentpunkte)
Niveauewerte, Wachstumsraten

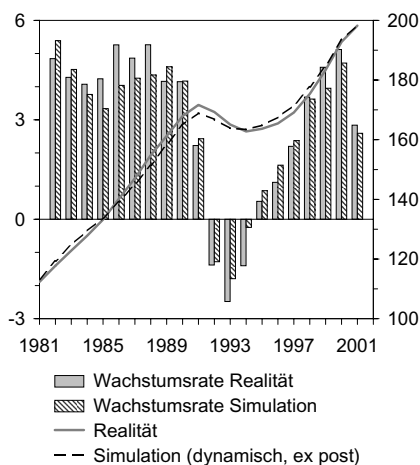


Abbildung 6: Kapitalstock, Ausrüstungen
(Skala: Mrd. SFr.)
Änderungen gegenüber der Realität

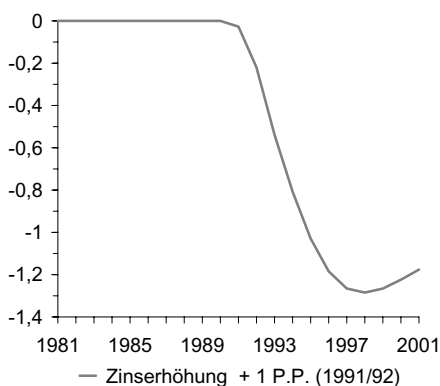


Abbildung 7: Potenzialoutput
(rechte Skala: Mrd. SFr.;
linke Skala: Prozentpunkte)
Niveauewerte, Wachstumsraten

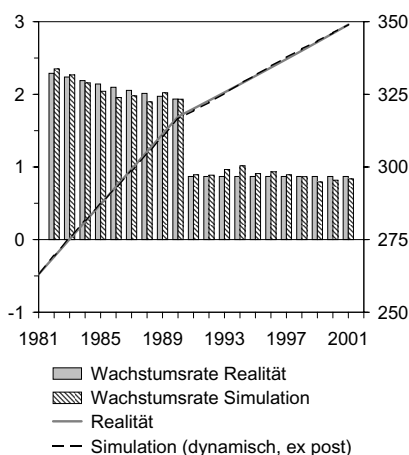
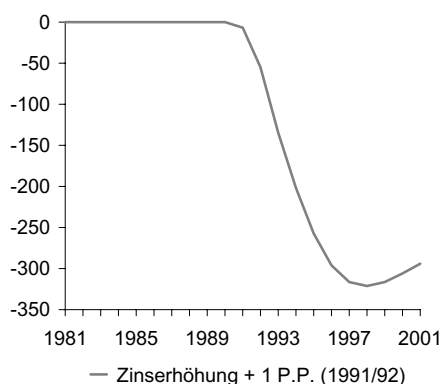


Abbildung 8: Potenzialoutput
(Skala: Mio. SFr.)
Änderungen gegenüber der Realität



Das Modell beantwortet also unsere erste Leitfrage dahingehend, dass die Geldpolitik auch langfristig nicht neutral ist, indem es die Aussage von Arestis/Sawyer (2002: 7) bestätigt: »[M]onetary policy can have long lasting effects in that the size of the capital stock is

affected.« Diese Aussage lässt sich selbstverständlich auf die Fiskalpolitik übertragen, wenn diese einen Einfluss auf den gesamtwirtschaftlichen Kapitalstock ausübt. Eine restriktive Geld- oder staatliche Investitionspolitik hemmt die Sachkapitalbildung und reduziert so das potenzielle Outputniveau. Daher kann sie nicht als neutral angesehen werden – selbst dann nicht, wenn nur das Niveau des Potenzialoutputs und nicht seine langfristige Wachstumsrate reduziert wird. Denn mit dem Kapitalstock geht auch der potenzielle Output einer gegebenen Erwerbsbevölkerung – m.a.W. die Arbeitsproduktivität – zurück. Bei einer niedrigeren Produktivität gegenüber einer höheren kann eine bestimmte Inflationsrate aber langfristig nur mit einer höheren Arbeitslosenquote vereinbar sein; die NAIRU muss sich also infolge des (einmaligen) restriktiven geld- oder investitionspolitischen Schocks nach rechts verschieben.²⁵ Ein solcher Effekt wäre nach der Analyse des »Neuen Konsens« ausgeschlossen.

Kommen wir nun zu unserer zweiten Leitfrage: Könnten andere wirtschaftspolitische Entscheidungszentren – abgesehen von der Zentralbank – zumindest potenziell eine Rolle bei der Kontrolle der Inflation spielen? Auch diese Frage soll auf der Grundlage einer Modellsimulation beantwortet werden. Dazu ist es nötig, die monetären Transmissionskanäle zu beschreiben, die im Modell identifiziert werden können. Wie bereits erwähnt, sind die Preise im Modell kostendeterminiert. Neben dem Hypothekarzinsatz, der in der Schweizer Gesetzgebung die Kosten des Hauseigentums approximiert, sind die Geldlöhne die wichtigste Komponente der Binnenteuerung.²⁶ Wenn Zinssatzänderungen (im Modell) überhaupt einen Einfluss auf die Preisentwicklung haben sollen, so müssen sie sich auf eine oder mehrere der erwähnten Kostenkomponenten auswirken. Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass eine Erhöhung des kurzfristigen Zinssatzes die gesamte Zinsstrukturkurve nach oben verschiebt, also auch den Hypothekarzinsatz und damit das Mietpreinsniveau erhöht. Dies hat den einigermaßen »perversen« Effekt, dass eine restriktive Geldpolitik, obwohl sie eine Dämpfung der Inflation beabsichtigt, in der Schweiz über den »Hypothekarzins-Miet-Kanal« *ceteris paribus* zu einer *Erhöhung* der Konsumentenpreise führt. Dennoch ist, wie Abbildung 4 zeigt, auch in der Schweiz die Zinserhöhung ein wirksames Mittel zur Absenkung des Konsumentenpreisindex (relativ zur Realität). Andere Kostenkomponenten müssen also durch eine Zinserhöhung so stark herabgemindert werden, dass sie den »Hypothekarzinsseffekt« überkompensieren. Arestis/Sawyer (2002: 5) schreiben:

nimmt die Schweiz [...] (gemeinsam mit Japan) mit klarem Vorsprung die Spitzenstellung aller OECD-Länder ein.« (EVD 2002: 20) Und »[m]it einer Erwerbsquote (Anteil der Erwerbspersonen an der Wohnbevölkerung im erwerbsfähigen Alter) von rund 82% steht die Schweiz nach wie vor an der Spitze der OECD-Länder.« (EVD 2002: 18)

25 Zu Theorie und Empirie der NAIRU vgl. die Beiträge in Hein et al. (Hg.) (2003).

26 Ein weiteres wichtiges Kostenelement sind die Preise für importierte Vorprodukte, die durch die Aufwertung des Schweizer Frankens infolge der Zinserhöhung in der Schweiz gesenkt werden. Auf diesen Aspekt wird im vorliegenden Beitrag nicht eingegangen. Vgl. dazu Hartwig/Jaeger (2004).

»To the extent that the components of aggregate demand are interest rate sensitive, then policy-induced changes in interest rates would have a significant impact on the level and pace of economic activity.«

In der Schweiz sind alle Komponenten der realen aggregierten Nachfrage zinselastisch. Insbesondere die Ausrüstungsinvestitionen verbleiben nach einem restriktiven geldpolitischen Schock für lange Zeit unterhalb der Basislinie.²⁷ Die zinsbedingte Reduktion der Güternachfrage führt aber auch zu einer Reduktion der Arbeitsnachfrage; und dadurch wird die Fähigkeit der Arbeitnehmerschaft beschränkt, Lohnerhöhungen auszuhandeln. Dieses sehr konventionelle Phillips-Kurven-Argument kann mit dem Schweiz-Modell illustriert bzw. empirisch untermauert werden (vgl. Abbildungen 9 bis 12, S. 128).

Der anfängliche Rückgang der Arbeitsnachfrage (vgl. Abbildung 10), bedingt durch den zinsinduzierten Rückgang der Güternachfrage, führt dazu, dass die Löhne langsamer als in der Realität wachsen (vgl. Abbildung 12). Dieses langsamere Lohnwachstum ist ein wichtiger Grund dafür, dass auch die Konsumentenpreise – trotz des widrigen »Hypothekenzinseffekts« – langsamer wachsen (vgl. Abbildung 4). Weil es in der Schweiz seit langem Tradition ist, Arbeitnehmern einen Inflationsausgleich über die Löhne zu gewähren, beobachten wir in den Daten eine enge positive Korrelation zwischen Nominallöhnen und Konsumentenpreisen. Dieser Zusammenhang, den man als »Lohn-Preis-Lohn-Spirale« bezeichnen könnte, erklärt, warum die Nominallöhne nicht sofort wieder ansteigen, nachdem sich (nach Beendigung des restriktiven Schocks) sowohl die Güter- als auch die Arbeitsnachfrage wieder erholen. Da sie beide (gegenüber der Realität) auf einen abwärts gerichteten Pfad geraten sind, üben Konsumentenpreise und Löhne weiterhin einen dämpfenden Einfluss aufeinander aus.²⁸ Allerdings muss darauf hingewiesen werden, dass im Modell selbst bei viel stärkeren simulierten Schocks keine Tendenz zu beobachten ist, dass die Lohn-Preis-Lohn-Spirale »explodiert«. Die *impulse-response*-Funktionen für Konsumentenpreise und Löhne (Abbildungen 4 und 12) sinken zum Ende des Simulationszeitraumes hin beide mit abnehmenden Raten. Sobald dieser Rückgang zum Abschluss kommt, wird die erhöhte Arbeitsmarktanspannung (aus Arbeitgebersicht) zu einem Wiederanstieg der Löhne – und damit der Preise – führen. Daraus folgt, dass ein einmaliger Schock im Modell eine Zyklik sowohl nomineller wie realer Variablen auslösen kann.

Nun steht fest, dass Fiskalpolitik, wenn sie einen Einfluss auf die Arbeitsmarktanspannung hat – und einen solchen Einfluss hat sie unmittelbar, wenn öffentliche Arbeitgeber Personal einstellen oder entlassen – die Inflationsrate in fast derselben Weise beeinflusst wie die Geldpolitik. Abbildung 13 zeigt die Auswirkung einer fünfprozentigen Absenkung des Staatsverbrauchs in den Jahren 1991/92 auf die Inflationsrate.

27 Der Grund ist, dass der Schätzwert für den Fehlerkorrekturparameter in der Verhaltensgleichung für die realen Bruttoausrustungsinvestitionen nahe null liegt.

28 Der Rückgang des Nominallohnindex gegenüber der Basislinie ist die Hauptursache dafür, dass die Arbeitsnachfrage von 1995 an höher ist als in der Realität: Wie oben ausgeführt, findet sich ein inverser Zusammenhang zwischen Nominallöhnen und Arbeitsnachfrage in den Schweizer Daten.

Abbildung 9: Arbeitsnachfrage
(rechte Skala: 1.000 Personen;
linke Skala: Prozentpunkte)
Niveauewerte, Wachstumsraten

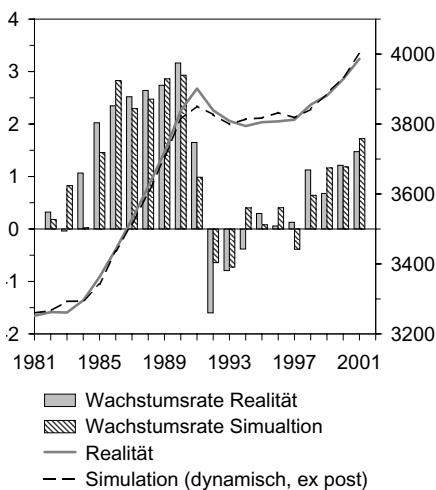


Abbildung 10: Arbeitsnachfrage
(Skala: 1.000 Personen)
Änderungen gegenüber der Realität

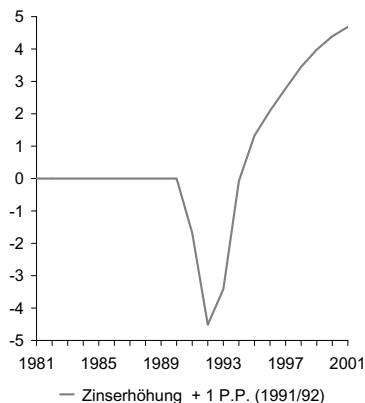


Abbildung 11: Nominallohnindex
(rechte Skala: Indexpunkte, 1939 = 100;
linke Skala: Prozentpunkte)
Niveauewerte, Wachstumsraten

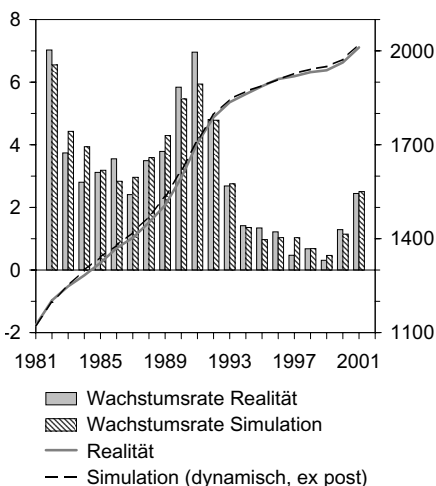
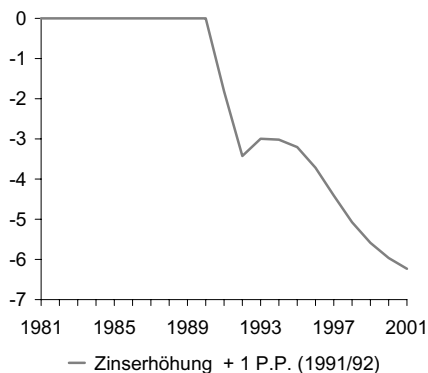
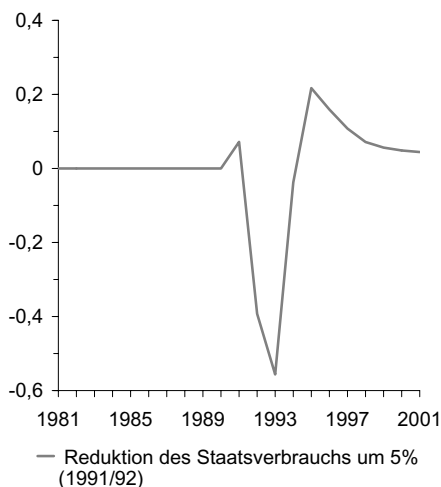


Abbildung 12: Nominallohnindex
(Skala: Indexpunkte, 1939 = 100)
Änderungen gegenüber der Realität



Da der Staatsverbrauch gemäß Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung weitgehend deckungsgleich mit der Lohnsumme der öffentlichen Angestellten ist, läuft diese zweite Simulation auf eine Entlassungspolitik im öffentlichen Dienst hinaus, die für zwei Jahre

*Abbildung 13: Inflationsrate
(Skala: Prozentpunkte)
Änderungen gegenüber der Realität*



aufrechterhalten wird. Diese Politik führt zu einer Erhöhung der Erwerbslosenquote von ihrem tatsächlichen Wert von zwei Prozent auf drei Prozent im Jahr 1991 und von drei Prozent auf 3,5 Prozent im Jahr 1992. Die Wachstumsrate des Nominallohnindex sinkt 1991 von ihrem tatsächlichen Wert von sieben Prozent auf 6,8 Prozent und 1992 von 4,8 Prozent auf 4,1 Prozent. Diese Abnahme der Lohnwachstumsrate ist hauptsächlich verantwortlich für den Rückgang der Inflationsrate um 0,4 Prozentpunkte im Jahr 1992 und um fast 0,6 Prozentpunkte im Jahr 1993.²⁹

Während also im »Neuen Konsens« »monetary policy is viewed as the only policy available for the control of inflation« (Arestis/Sawyer 2002: 2), zeigt das Modell für die Schweiz, dass die Regierung – zumindest potenziell – ebenfalls einen Einfluss auf die Inflation ausüben könnte. Eine restriktive Fiskalpolitik reduziert die Arbeitsnachfrage möglicherweise sogar stärker als eine restriktive Geldpolitik. Mit steigender Arbeitslosigkeit wird der Kostendruck gedämpft, und über diesen Wirkungskanal wird die Inflationsrate reduziert.

²⁹ Wie Abbildung 13 zeigt, steigt die Inflationsrate im ersten Jahr (1991) leicht an. Hierfür ist ein Wechselkurseffekt verantwortlich. Die Geldpolitik ist in dieser Simulation endogen und handelt in Übereinstimmung mit ihrer »leaning-against-the-wind«-Reaktionsfunktion. Im vorliegenden Fall assoziiert die Zentralbank den Anstieg der Erwerbslosigkeit im Zuge der restriktiven Fiskalpolitik mit einem nachlassenden Inflationsdruck seitens des Arbeitsmarktes. Sie reagiert darauf mit einer Zinssenkung, die bspw. 1991 46 Basispunkte beträgt. Sicherlich ließen sich die Korrelationen in den Daten, die hinter der Gleichungsspezifikation für die Zinsreaktionsfunktion stehen, auch dahingehend interpretieren, dass sich die SNB nicht ausschließlich um die Preisstabilität sorgt,

5. Schluss

Dieser Beitrag will eine Lanze brechen für die makroökonometrische Modellierung im Allgemeinen. Es wurde argumentiert, dass weder die »Lucas-Kritik« noch die neueren Entwicklungen in der Zeitreihenökonomie traditionelle strukturelle Makromodelle in ihrer Funktion als Instrumente für Politikanalyse wie auch für Lehrzwecke obsolet gemacht haben. Das Modell für die Schweiz, das hier vorgestellt wurde, hat eine gute »tracking performance« und berechnet durchgängig stabile dynamische *ex post*-Simulationen. Auch reagiert es auf plausible Weise, wenn es Schocks ausgesetzt wird. Hier wurde die Plausibilität überprüft, indem die Modellergebnisse mit verschiedenen Modellen für die Euro-Zone und die Schweiz verglichen wurden; und die *impulse-response*-Funktionen wurden für ähnlich befunden. Angesichts der Tatsache, dass die verglichenen Modelle nicht dieselbe Region abbilden und nicht auf denselben theoretischen Überlegungen beruhen, muss die Ähnlichkeit der Ergebnisse im Grunde überraschen und sollte Anlass für weitere Forschungen bieten.

Im vierten Abschnitt des Beitrages wurden eine Zinserhöhung um einen Prozentpunkt sowie eine fünfprozentige Absenkung des Staatsverbrauchs simuliert, um die beiden Leitfragen zu beantworten, ob Geldpolitik tatsächlich langfristig neutral ist und ob sie tatsächlich die einzige Politik für die Kontrolle der Inflation darstellt. In beiden Punkten kommt die modellbasierte Simulation zu anderen Schlüssen als der »Neue Konsens«. Geldpolitik ist *nicht* neutral – auch langfristig nicht –, da sie einen entscheidenden Einfluss auf die Kapitalakkumulation und damit auf das potenzielle Outputniveau hat. Wenn King/Watson gerade zu dem entgegen gesetzten Resultat kommen,³⁰ so liegt dies nicht in erster Linie an Unterschieden in den Analysemethoden, sondern vor allem an einer unterschiedlichen Fragestellung. In Beiträgen wie King/Watson (1992, 1997), Fisher/Seater (1993) oder Weber (1994) geht es im Grunde weniger um die Frage der Neutralität oder Nicht-Neutralität der Geldpolitik, sondern um die Frage der Neutralität oder Nicht-Neutralität des Geldes an sich. Überprüft wird die These von der klassischen Dichotomie (wobei im Hintergrund vermutlich die Überzeugung steht, die Geldmenge befinde sich unter der Kontrolle der Zentralbank). Im vorliegenden Aufsatz hingegen wird unter Geldpolitik die Beeinflussung des kurzfristigen Zinssatzes durch die Zentralbank verstanden. Die Schlussfolgerung, Geldpolitik sei nicht neutral, wird mit dem Einfluss der Geldpolitik auf

sondern daneben auch ein Auge auf die allgemeine konjunkturelle Lage hat, insbesondere auf die Situation am Arbeitsmarkt. Jedenfalls weitet sich die Zinsdifferenz gegenüber dem Ausland aus, was eine Abwertung des Schweizer Frankens sowie einen Anstieg der Importpreise zur Folge hat, der für den leichten initialen Anstieg der Teuerungsrate verantwortlich ist. Es sei darauf hingewiesen, dass die »anti-inflationäre« Wirkung der restriktiven Fiskalpolitik noch stärker wäre, wenn die Zentralbank nicht in dieser Weise gegensteuern würde.

30 »Over a wide range of identifying assumptions, we find there is little evidence in the data against the hypothesis that money is neutral in the long run.« (King/Watson 1997: 71) Zum selben Schluss kommt Weber (1994) anhand von Daten für die G7-Staaten.

das Angebotspotenzial und somit auf den Potenzialoutput der Volkswirtschaft begründet. Die genannten Autoren verstehen dagegen unter »Nicht-Neutralität« die Behauptung, dass Geldmengenwachstum oder Inflation über den »Phillips curve trade-off« die Arbeitslosigkeit senken oder – aufgrund von nicht-rationalen Erwartungen – das reale Wirtschaftswachstum zu steigern vermöchten. Eine solche Interpretation beruht aber meines Erachtens auf einer falschen (wenn auch weit verbreiteten) Umdeutung des *empirischen* Zusammenhangs zwischen Arbeitslosigkeit einerseits und Lohn-/Preiswachstum andererseits, den die Phillipskurve beschreibt (und der im Zusammenhang steht mit der jeweiligen Position der Arbeitnehmerseite in der Verteilungsauseinandersetzung), in eine *kausale* Potenz von Geld(-illusion)/Inflation für reales Wirtschaftswachstum. Dass Geldmengenwachstum bzw. Inflation »neutral« sind im Sinne von *nicht ursächlich* für reales Wirtschaftswachstum, würde auch von mir nicht bestritten, steht aber andererseits in keinem Zusammenhang zu den hier angeführten Argumenten und empirischen Resultaten.

Ein zweites Ergebnis dieses Aufsatzes ist, dass Geldpolitik nicht die einzige Politik ist, mit der Inflation bekämpft werden kann. Fiskalpolitik könnte ebenfalls zur Inflationsbekämpfung eingesetzt werden, da die Preise kostendeterminiert sind und Regierungen einen starken Einfluss auf die Arbeitsmarktbedingungen haben. Das traditionelle *assignment* von Verantwortlichkeiten, wie es in Ökonomie-Lehrbüchern auftaucht, das die Zentralbanker für die Inflationskontrolle zuständig erklärt – aber auch nur hierfür –, während den Regierungsmitgliedern empfohlen wird, sich um die kurzfristige Stabilisierung der Wirtschaft zu kümmern (oder aber sich gar nicht einzumischen), erscheint angesichts der hier angeführten Simulationsresultate fragwürdig: Beide wirtschaftspolitischen »Pole« können sowohl monetäre wie reale Variablen beeinflussen und auch langfristige Wirkungen entfalten.

Obwohl es nicht der Hauptzweck des Modells ist, wirtschaftspolitische Entscheidungsträger zu unterstützen, kann doch eine wirtschaftspolitische Schlussfolgerung aus den Simulationsergebnissen gezogen werden. Das Schweizer Regime der Mietregulierung (Artikel 269a des Obligationenrechts), das Mietzinsänderungen an Änderungen des Hypothekarzinses koppelt, ist kontraproduktiv, da es die Effektivität der Geldpolitik behindert. Versucht die Schweizerische Nationalbank, mit Zinserhöhungen die Inflation zu bekämpfen, so schürt sie die Inflation für eine beträchtliche Zeitspanne über den »Hypothekarzins-Kanal«. Die Mieten durch Marktkräfte bestimmen zu lassen (wie bspw. von Jaeger/Bühler (1995) empfohlen) oder anstatt an die Hypothekarzinsen an die allgemeine Konsumteuerung zu koppeln (Stalder 2003b), würde zweifellos die Effektivität der Geldpolitik in der Schweiz erhöhen. Jedoch hat sich die Schweizer Bevölkerung in einer Volksabstimmung Anfang Februar 2004 für die Beibehaltung des alten Systems ausgesprochen.

Literatur

- Allsopp, C./Vines, D. (2000): The Assessment: Macroeconomic Policy, in: Oxford Review of Economic Policy, Jg. 16, H. 4, S. 1–32
- Angeloni, I./Kashyap, A./Mojon, B./Terlizzese, D. (2002): Monetary Transmission in the Euro Area: Where Do We Stand?, European Central Bank Working Paper, Nr. 114

- Arestis, P./Sawyer, M. (2002): Can Monetary Policy Affect the Real Economy?, Jerome Levy Institute Working Paper, Nr. 355
- Banerjee, A. (1995): Dynamic Specification and Testing for Unit Roots and Cointegration, in: Hoover, K. D. (Hg.), *Macroeconometrics. Developments, Tensions, and Prospects*, Boston: Kluwer, S. 473–499
- Bank of England (1999): *Economic Models at the Bank of England*, London: Bank of England
- Bank of England (2000): *Economic Models at the Bank of England*, London: Bank of England (September update)
- BFS [Bundesamt für Statistik] (2004): Ausländerinnen und Ausländer auf dem Arbeitsmarkt. Pressemitteilung vom 16. 2. 2004, Neuchâtel: Bundesamt für Statistik
- Borchert, H. (1994): Geldpolitische Wirkungsverzögerungen in der Schweiz, in den USA und in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Mitteilungsblatt für Konjunkturfragen*, H. 2, S. 16–24
- Clarida, R./Gali, J./Gertler, M. (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, in: *Journal of Economic Literature*, Jg. 37, H. 4, S. 1661–1707
- Darnell, A. C./Evans, J. L. (1990): *The Limits of Econometrics*, Aldershot: Edward Elgar
- Davidson, R./MacKinnon, J. G. (1993): *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press
- Engle, R. F./Granger, C. W. J. (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, in: *Econometrica*, Jg. 55, H. 2, S. 251–276
- Ericsson, N./Irons, J. (1995): The Lucas Critique in Practice: Theory Without Measurement, in: Hoover, K. D. (Hg.), *Macroeconometrics. Developments, Tensions, and Prospects*, Boston: Kluwer, S. 263–312
- EVD [Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement] (2002): Der Wachstumsbericht. Determinanten des Schweizer Wirtschaftswachstums und Ansatzpunkte für eine wachstumsorientierte Wirtschaftspolitik, Bern: Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement
- Fagan, G./Henry, J./Mestre, R. (2001): An Area-wide Model (AWM) for the Euro Area, European Central Bank Working Paper, Nr. 42
- Fair, R. C. (1994): *Testing Macroeconometric Models*, Cambridge, MA: Harvard University Press
- Fisher, M. E./Seater, J. J. (1993): Long-run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework, in: *American Economic Review*, Jg. 83, H. 3, S. 402–415
- Frisch, R. (1938): Statistical Versus Theoretical Relations in Economic Macrodynamics, *mimeo* in einem Memorandum mit dem Titel: Autonomy of Economic Relations, Universitets Økonomiske Institutt, Oslo
- Granger, C. W. J./Newbold, P. (1974): Spurious Regression in Econometrics, in: *Journal of Econometrics*, Jg. 2, H. 2, S. 111–120
- Harrod, R. F. (1939): An Essay in Dynamic Theory, in: *Economic Journal*, Jg. 49, H 1, S. 14–32
- Hartwig, J. (2002): Geldpolitik in einem postkeynesianischen Simulationsmodell der Schweizer Volkswirtschaft, in: Heise, A. (Hg.), *Neues Geld – alte Geldpolitik? Die EZB im makroökonomischen Interaktionsraum*, Marburg, S. 59–90

- Hartwig, J./Edel, K. (2001): Das Reich der Möglichkeiten – Wirtschaftspolitische Simulation mit dem HSG-Modell der Schweizer Volkswirtschaft, in: Furrer, J./Gehrig, B. (Hg.), Aspekte der schweizerischen Wirtschaftspolitik. Festschrift für Franz Jaeger, Chur und Zürich, S. 73–92
- Hartwig, J./Jaeger, F. (2004): Is Economic Policy Neutral in the Long Run? An Analysis Based on a Macroeconometric Policy Simulation Model for Switzerland, in: Metz, R./Lösch, M./Edel, K. (Hg.), Zeitreihenanalyse in der empirischen Wirtschaftsforschung. Festschrift für Winfried Stier, Stuttgart, S. 41–65
- Hein, E./Heise, A./Truger, A. (Hg.) (2003): Neu-Keynesianismus – Der neue wirtschaftspolitische Mainstream?, Marburg
- Hsiao, C. (1997a): Cointegration and Dynamic Simultaneous Equations Models, in: *Econometrica*, Jg. 65, H. 3, S. 647–670
- Hsiao, C. (1997b): Statistical Properties of the Two-Stage Least Squares Estimator Under Cointegration, in: *Review of Economic Studies*, Jg. 64, H. 3, S. 385–398
- Jaeger, F./Bühler, S. (1995): Marktmiete. Schweizer Wohnungsmieten zwischen Politik und Markt, Chur und Zürich
- Jordan, T. J./Peytrignet, M. (2001): Die Inflationsprognose der Schweizerischen Nationalbank, in: SNB-Quartalsheft, Nr. 2/01, S. 54–61
- Keynes, J. M. (1973a): *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Reprint, London: Macmillan
- Keynes, J. M. (1973b): *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, Vol. 14: *The General Theory and After, Part II – Defense and Development*, London: Macmillan
- King, R. G./Watson, M. W. (1992): Testing Long-run Neutrality, NBER Working Paper, Nr. 4156
- King, R. G./Watson, M. W. (1997): Testing Long-run Neutrality, in: *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Jg. 83, H. 3, S. 69–101
- Koopmans, T. C./Hood, W. C. (1953): The Estimation of Simultaneous Linear Economic Relationships, in: Hood, W. C./Koopmans, T. C. (Hg.), *Studies in Econometric Method*, New York: John Wiley, S. 112–199
- Leeper, E. M. (1995): Commentary (on Erisson and Irons), in: Hoover, K. D. (Hg.), *Macroeconometrics. Developments, Tensions, and Prospects*, Boston: Kluwer, S. 313–324
- LeRoy, S. F. (1995): On Policy Regimes, in: Hoover, K. D. (Hg.), *Macroeconometrics. Developments, Tensions, and Prospects*, Boston: Kluwer, S. 235–251
- Lucas, Jr., R. E. (1976): Econometric Policy Evaluation: A Critique, in: Brunner, K./Meltzer, A. H. (Hg.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 1, *Journal of Monetary Economics*, supplementary issue, S. 19–46
- McCallum, B. T. (2001a): Monetary Analysis in Models Without Money, in: *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Jg. 83, H. 4, S. 145–160
- McCallum, B. T. (2001b): Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?, in: *American Economic Review. AEA Papers and Proceedings*, Jg. 91, H. 2, S. 258–262

- Meyer, L. H. (2001): Does Money Matter?, in: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Jg. 83, H. 5, S. 1–15
- Monetary Policy Committee (1999): The Transmission Mechanism of Monetary Policy, London: Bank of England
- Romer, D. (2000): Keynesian Macroeconomics Without the LM Curve, in: Journal of Economic Perspectives, Jg. 14, H. 2, S. 149–169
- Setterfield, M. (2003): Supply and Demand in the Theory of Long-run Growth: Introduction to a Symposium on Demand-led Growth, in: Review of Political Economy, Jg. 15, H. 1, S. 23–32
- Sims, C. A. (1980): Macroeconomics and Reality, in: Econometrica, Jg. 48, H. 1, S. 1–48
- SNB [Schweizerische Nationalbank] (1999): Geldpolitische Beschlüsse der Schweizerischen Nationalbank für das Jahr 2000, in: SNB-Quartalsheft, H. 4, S. 8–23
- Stalder, P. (2002): Forecasting Swiss Inflation With a Structural Macromodel: The Role of Technical Progress and the 'Mortgage Rate-Housing Rent' Link, Paper presented at the TROLL Users Group Meeting, Sevilla, September 11–13
- Stalder, P. (2003a): Pegging the Swiss Franc to the Euro in a World With Different Types of Shocks: Simulations With a Macroeconometric Model, Paper presented at the EcoMod 2003 conference, Istanbul, July 3–5
- Stalder, P. (2003b): Entkopplung der Mieten vom Hypozins: Implikationen der Mietrechtsrevision für die Geldpolitik, in: SNB-Quartalsheft, H. 3, S. 45–57
- Taylor, J. B. (2000): Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level, in: American Economic Review, Jg. 90, H. 2, S. 90–94
- Van Els, P./Locarno, A./Morgan, J./Villetelle, J. P. (2001): Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What Do Aggregate and National Structural Models Tell Us?, European Central Bank Working Paper, Nr. 94
- Weber, A. A. (1994): Testing Long-run Neutrality: Empirical Evidence for G7 Countries With Special Emphasis on Germany, CEPR Discussion Paper, Nr. 1042
- Wold, H. (Hg.) (1981): The Fix-Point Approach to Interdependent Systems, Amsterdam: North Holland