

Hartwig, Jochen

Working Paper

Quantitative Analyse der Auswirkungen wirtschaftspolitischer Massnahmen auf die Einkommensverteilung und das neue magische Viereck in der Schweiz

KOF Working Papers, No. 90

Provided in Cooperation with:

KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich

Suggested Citation: Hartwig, Jochen (2004) : Quantitative Analyse der Auswirkungen wirtschaftspolitischer Massnahmen auf die Einkommensverteilung und das neue magische Viereck in der Schweiz, KOF Working Papers, No. 90, ETH Zurich, KOF Swiss Economic Institute, Zurich

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/50813>

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.

Arbeitspapiere/ Working Papers

Jochen Hartwig

Quantitative Analyse der Auswirkungen
wirtschaftspolitischer Massnahmen
auf die Einkommensverteilung und das
«neue magische Viereck» in der Schweiz

Quantitative Analyse der Auswirkungen wirtschaftspolitischer Massnahmen auf die Einkommensverteilung und das „neue magische Viereck“ in der Schweiz

Jochen Hartwig, KOF ETH Zürich

Abstract

Macroeconometric policy simulation models allow for an analysis, and, above all, for a quantification of the effects different economic policies have on the various variables that represent the economy. Despite the seminal ‘Lucas critique’ levelled against them, these models are still widely used, especially within policy-making institutions such as, e.g., central banks. In this paper, a model constructed by the author for the Swiss economy is used to explain, and to quantify the impact of fiscal, monetary, wage and social policies on the functional and personal distribution of income on the one hand, and on the four main objectives of contemporary economic policy on the other. These are: a high GDP growth, low inflation and unemployment, and a low or zero public deficit (the latter replacing the original fourth objective codified, e.g., in the German *Stability Act* of 1967, which was external balance). Our approach will enable us to answer questions like: Which income group suffers most from a hike in the short term interest rate?, Should a large public spending project better be financed by increasing the VAT rate or the income tax rate?, and How much could the aggregate social security contribution rate be lowered if the formula used for calculating the alignment of retirement pensions was changed?

Key words: Income distribution, ‘magic square’, macroeconometric model, policy simulation, Switzerland

JEL classifications: C51, C53, E17, E52, E61, E62, E63, E64, E65

1 Einleitung

Makroökonomische Politiksimulationsmodelle ermöglichen eine Analyse – und vor allem eine Quantifizierung – der Effekte unterschiedlicher Wirtschaftspolitiken im Hinblick auf die verschiedenen Variablen, die eine Volkswirtschaft beschreiben. Der einflussreichen „Lucas-Kritik“ (LUCAS 1976) zum Trotz, werden solche Modelle immer noch verbreitet genutzt, besonders dort, wo wirtschaftspolitische Entscheidungen getroffen werden, wie z.B. in Zentralbanken. In diesem Aufsatz wird ein vom Verfasser konstruiertes Modell der Schweizer Volkswirtschaft verwendet, um die Auswirkungen unterschiedlicher (stilisierter) geld-, fiskal-, lohn- und sozialpolitischer Schocks auf die funktionale und personelle Einkommensverteilung sowie auf das „magische Viereck“ zu untersuchen. Die klassische Formulierung des „magischen“ Zielvierecks der Wirtschaftspolitik findet sich in §1 des deutschen *Stabilitäts- und Wachstumsgesetzes* von 1967. In diesem Aufsatz ist vom „neuen magischen Viereck“ die Rede, weil das ursprüngliche „vierte“ wirtschaftspolitische Ziel – neben hohem Beschäftigungsstand, angemessenem Wirtschaftswachstum und Preisniveaustabilität –, nämlich das aussenwirtschaftliche Gleichgewicht, in der öffentlichen Debatte mehr und mehr dem Ziel eines ausgeglichenen Staatshaushalts Platz gemacht hat. (Dies gilt für die Schweiz ebenso wie für Deutschland.) Daher sollen hier auch die Auswirkungen unterschiedlicher Wirtschaftspolitiken auf den Staatshaushalt und nicht auf die Zahlungsbilanz untersucht werden.

In diesem Beitrag soll der Fokus nicht so sehr auf theoretischen Aspekten wie etwa der Transmission wirtschaftspolitischer Impulse liegen (vgl. dazu HARTWIG/EDEL 2001, HARTWIG 2002, HARTWIG/JAEGER 2004, HARTWIG 2004), sondern mehr auf der *Quantifizierung* der Auswirkungen unterschiedlicher Politiken auf die Einkommensverteilung und das Zielviereck. Es sollen Fragen beantwortet werden, wie: Welche Einkommensgruppe leidet am meisten unter einer Anhebung des kurzfristigen Zinssatzes?; Sollte ein grösseres Infrastrukturprojekt besser über eine Erhöhung des Mehrwertsteuer- oder des Einkommensteuersatzes finanziert werden? *und* Um wie viel könnte der aggregierte Sozialversicherungs-Beitragssatz gesenkt werden, wenn die Rentenformel modifiziert würde? Da eine grosse Zahl von Simulationen durchgeführt werden soll und auch die Anzahl der zu betrachtenden Ausgabevariablen hoch ist, müssen Erläuterungen des Zustandekommens der Ergebnisse eher knapp gehalten werden. Eine relativ ausführliche Beschreibung der theoretischen Grundstruktur des Modells (in Abschnitt 2.2) sowie eine umfassende ökonomische Dokumentation im Appendix (auf Englisch) sollen dafür sorgen, dass sich die „black box“, die jedes Modell bis zu einem gewissen Grad darstellt, öffnet.

Der nachfolgende Abschnitt 2.1 enthält einige grundlegende Anmerkungen zur „Philosophie“ des Modells.

2 Das Modell

2.1 Modellphilosophie

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. Die gegenwärtige Modellversion besteht aus 261 Gleichungen, von denen 42 Verhaltensgleichungen sind. Achtzehn exogene Variablen können in Simulationsübungen manipuliert werden. Die fiskalpolitischen Variablen setzen sich zusammen aus dem Staatsverbrauch, den staatlichen Bauinvestitionen, den Subventionen sowie Steuer- und Sozialversicherungsbeiträgen. 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. Alle Daten besitzen eine jährliche Periodizität; den Stützbereich bildet die Periode 1980-2001. Das Modell wurde mit der Software MEBA unter Verwendung des Fixpunktschätzers geschätzt, eines Systemschätzers, der 1965 von Herman Wold eingeführt wurde (vgl. WOLD 1965, WOLD (Hg.) 1981, BERGSTRÖM/WOLD 1983).

Nun ist der Stützbereich des Modells ziemlich kurz. Es könnte die Frage gestellt werden, ob es überhaupt Sinn macht, ein Modell zu schätzen, für das nur 22 Beobachtungen pro Zeitreihe vorliegen. Unglücklicherweise ist der Zeitraum 1980-2001 die längste Periode, für die Daten der Schweizer Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) vorliegen.¹ Erst Ende 2003 hat das Bundesamt für Statistik die Schweizer VGR auf das neue Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) 1995 umgestellt. Nur die Zeitreihen des Bruttoinlandsprodukts (BIP) und der Haupt-Verwendungskomponenten wurden bis 1980 zurückgerechnet, während für das gesamte Kontensystem nun Zahlen für die Jahre 1990-2002 vorliegen. Es scheint unwahrscheinlich, dass das Gesamtsystem jemals bis 1980 zurückgerechnet wird. Daher werden die für

¹ Quartalsdaten werden vom schweizerischen Bundesamt für Statistik (BFS) nicht publiziert.

die hier präsentierten Berechnungen verwendeten Zeitreihen noch für einige Zeit die längsten sein, die zur Verfügung stehen. Es muss betont werden, dass sie den Definitionen des alten ESVG 1978 entsprechen. Obwohl dies einige schwere Komplikationen für die Makromodellierung vermeidet, die die mit dem ESVG 1995 in Kraft getretene Umstellung der Preisbereinigung von festen Gewichten eines Basisjahrs auf Kettenindizes mit sich gebracht hat (vgl. VARVARES ET AL. 1998), ist die Situation insofern unbefriedigend, als das Schweiz-Modell nunmehr in eine „Sackgasse“ geraten ist: Es wird nicht möglich sein, das Modell über 2001 hinaus fortzuschreiben, da die Zeitreihen gemäss ESVG 1978 nicht fortgeführt werden.

Zugegebenermassen ist eine unzureichende Datenverfügbarkeit kein hinreichendes Argument, um irgendeine Modellierungsstrategie zu legitimieren. Man könnte auch sagen, dass man eben kein Schweiz-Modell haben kann, wenn zu wenig Daten vorhanden sind. Das Hauptproblem kleiner Stichproben (oder kurzer Zeitreihen) besteht darin, dass statistische Schlüsse über die Parameter von Regressionsgleichungen auf den *asymptotischen* Eigenschaften des Schätzers beruhen, aber, wie PHILLIPS (1983, S. 451) anmerkt: „(H)eavy reliance on asymptotic theory can and does lead to serious problems of bias and low levels of inferential accuracy when sample sizes are small and asymptotic formulae poorly represent sampling behavior“.

Glücklicherweise ist der hier verwendete Fixpunkt- (FP-) Schätzer für kleine Stichproben besonders geeignet, denn die Fixpunkt-Methode „stays in the structural form, where each relation – be the system small or large – usually involves only some few explanatory variables; hence the FP method is applicable even if the sample size is rather small and/or the ID [interdependent] system is rather large“ (BERGSTRÖM/WOLD 1983, S. 10). Im Appendix werden die FP-Koeffizienten jeweils links von den OLS-Koeffizienten² angegeben. Für von einem System-schätzer berechnete Koeffizienten können keine Standardabweichungen und t-Werte angegeben werden. Diese Tatsache umgeht zwar einerseits das oben angesprochene Problem der inferenziellen Ungenauigkeit, sie stellt uns andererseits aber vor das Problem, dass andere Kriterien benötigt werden, um die Güte der Modellspezifikation zu beurteilen. Eine Möglichkeit besteht im Vergleich der FP- mit den OLS-Koeffizienten. Wenn die beiden Koeffizienten-Sets stark voneinander abweichen – oder gar unterschiedliche Vorzeichen haben – so wäre dies ein Indiz für eine Fehlspezifikation des Modells. Ein Blick in den Appendix zeigt jedoch, dass dies nicht der Fall ist. Ein zweites Kriterium wäre die Stabilität der dynamischen *ex post*-Simulation. Es kann sehr wohl passieren, dass die dynamische *ex post*-Simulation für einzelne oder alle Zeitreihen gegen Ende des Simulationszeitraums „explodiert“, d.h. nach oben oder unten gegen unend-

² OLS = *Ordinary Least Squares*.

lich strebt. Wenn hingegen die simulierten Trajektorien den tatsächlichen Verläufen eng folgen, so spricht dies für das Modell.³ Schliesslich kann das Modell geschockt werden, und die *impulse-response*-Funktionen können auf ihre Plausibilität hin untersucht werden. In HARTWIG/JAEGER 2004, HARTWIG 2004 wurde die Reaktion des Schweiz-Modells auf einen geldpolitischen Schock mit dem Verhalten anderer Modelle auf denselben Schock verglichen. Die Reaktionen liegen in allen Modellen in ähnlichen Bereichen. Abschnitt 3 ermöglicht es dem Leser, sich ein eigenes Urteil über die Plausibilität der quantitativen Reaktionen des Modells auf Schocks zu bilden.

Ein Blick auf die im Anhang dokumentierten Gleichungsspezifikationen zeigt, dass das Modell hauptsächlich auf langfristige Gleichgewichts- oder *kointegrierende* Beziehungen fokussiert. Die kurzfristige Dynamik wird kaum modelliert; nur 9 von 42 Verhaltensgleichungen sind in Fehlerkorrekturform. Natürlich würde der „Beweis“, dass die in die Regressionsbeziehungen eingehenden Variablen *de facto* kointegriert sind, nur über sorgfältiges Testen zu erbringen sein. Tatsächlich wurden alle 42 Residuenreihen auf eine *unit root* getestet (wobei die kritischen Werte DAVIDSON/MACKINNON 1993, S. 722, Tab. 20.2 entnommen wurden), ohne dass Anhaltspunkte für *unit roots* gefunden wurden. Allerdings ist bekannt, dass ADF-Tests⁴ auf *unit roots*, ebenso wie andere Kointegrationstests, bei kurzen Zeitreihen eine geringe Macht (*power*) haben (vgl. MUSCATELLI/HURN 1992, S. 8f.). Der Verfasser vertraut aber auch darauf, dass die ökonomischen Theorie behilflich sein kann, „echte“ (*non-spurious*) Beziehungen zwischen Variablen zu identifizieren. Im übrigen ist darauf hinzuweisen, dass der sich heute sehr in Mode befindliche *Berechenbare Allgemeine Gleichgewichts-* (CGE-)⁵ Modellierungsansatz in einem sehr viel stärkeren Ausmass auf theoretischen Identifikationen beruht als der hier verwendete strukturelle Ansatz. Ebenso gilt, worauf HALL 1995, S. 984, hinweist:

(T)he clear distinction between CGE and econometric models is disappearing. ... (E)conometric models draw increasingly on theory; as CGE models increasingly incorporate dynamics and econometric techniques there is increasing convergence between the two methodologies.

Das hier vorgestellte Schweiz-Modell ist einer Philosophie verpflichtet, nach der Informationen sowohl aus den Daten als auch aus der ökonomischen Theorie geschöpft werden können.

³ Zwar können hier aus Platzgründen keine solchen Vergleiche gezeigt werden, vgl. dazu aber HARTWIG 2004. Im Schweiz-Modell korrelieren simulierte und tatsächliche Verläufe sehr eng.

⁴ ADF = *Augmented Dickey Fuller*.

⁵ CGE = *Computable General Equilibrium*.

2.2 Zur theoretischen Struktur des Modells

Das Modell weist eine Blockstruktur auf. Allerdings sind die einzelnen Blöcke interdependent, so dass sie *de facto* einen einzigen grossen Block bilden. Dies 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 VGR gebildet. Beispielsweise wurden alle Definitions- und Verhaltensgleichungen, 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 42 Verhaltensgleichungen. Das Bruttoinlandsprodukt 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 Konsumfunktion ist somit keynesianischer Natur; die Lebensinkommenshypothese wird zurückgewiesen. In der keynesianischen Theorieschule ist es unumstritten, dass unterschiedliche Einkommensgruppen unterschiedliche Konsumneigungen haben. Hier stellt sich nun das für diesen Aufsatz zentrale Problem, wie man unterschiedliche Einkommensgruppen gegeneinander abgrenzen kann.

Die VGR liefert zwar Informationen über die funktionale, nicht aber über die personelle Einkommensverteilung. In funktionaler Hinsicht verteilt sich das nominale BIP (abzüglich Produktionssteuern und Einfuhrabgaben, zuzüglich Produktionssubventionen) auf das Einkommen aus unselbständiger Arbeit und den Bruttobetriebsüberschuss. Diese Posten werden im Einkommensentstehungskonto verbucht. Der Bruttobetriebsüberschuss enthält neben den Unternehmensgewinnen auch das sog. *mixed income*: die Einkommen der Selbstständigen und Freiberufler sowie die Mieteinkünfte und – als „unterstellte Transaktion“ – den Mietwert von selbstgenutztem Wohneigentum. Im Einkommensverteilungskonto wird aufgeschlüsselt, wie der Bruttobetriebsüberschuss exklusive *mixed income* über Zins- und Dividendenzahlungen etc. auf die verschiedenen Sektoren verteilt wird. Hier werden auch grenzüberschreitende Verteilungstransaktionen relevant, welche den Unterschied zwischen Bruttoinlandsprodukt und verfügbarem Bruttoeinkommen der Volkswirtschaft ausmachen.

Um wenigstens zu einer groben Approximation der personellen Einkommensverteilung zu gelangen, wurden die verschiedenen im Einkommensentstehungs- und Einkommensverteilungs-

konto verbuchten Transaktionen auf drei Einkommensgruppen alloziiert, welche als Empfänger von Lohneinkommen, von Transfereinkommen (hauptsächlich Altersrenten und Arbeitslosenunterstützungen) und von Gewinneinkommen (im weiteren Sinne) bezeichnet werden sollen. In allen drei Kategorien handelt es sich um *verfügbares* Einkommen, d.h. um Einkommen nach Abzug von Einkommensteuern, Sozialversicherungsbeiträgen und bestimmten Ausgaben. Die konkrete Definition der drei Gruppen kann Tabelle 1 entnommen werden.

Tab. 1: Definition der drei Einkommensgruppen

Lohneinkommen	=	Schweizer Haushalten zufließendes Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit
	+	<i>Einkünfte aus unterstellten Sozialbeiträgen</i>
	+	<i>Einkünfte aus sonstigen laufenden Übertragungen</i>
	-	$k * (\text{Zinszahlungen} + \text{Einkommensteuern})$
	-	Tatsächliche Sozialversicherungsbeiträge der Inländer
	+	<i>Tatsächliche Sozialversicherungsbeiträge von Nicht-Arbeitnehmern</i>
	-	<i>Unterstellte Sozialversicherungsbeiträge</i>
	-	<i>Ausgaben der Haushalte für internationale priv. Übertragungen</i>
Gewinneinkommen	=	Mixed Income (s.o.)
	+	Zinseinkünfte
	+	<i>Einkünfte aus unterstellten Zinsen auf versicherungstechnische Leistungen</i>
	+	<i>Einkünfte aus Grund, Boden und immateriellen Werten</i>
	+	Einkünfte aus Dividenden und sonstigen verteilten Einkommen von Kapitalgesellschaften
	+	<i>Einkünfte aus entnommenen Gewinnen aus Quasi-Kapitalgesellschaften</i>
	+	$(1 - k) * (\text{Zinszahlungen} + \text{Einkommensteuern})$
	-	<i>Ausgaben für Grund und Boden und immaterielle Werte</i>
	-	<i>Ausgaben für Sozialleistungen</i>
	-	<i>Ausgaben für laufende Übertragungen an priv. Organisationen</i>
	-	<i>Ausgaben für sonstige laufende Übertragungen</i>
	-	<i>Tatsächliche Sozialversicherungsbeiträge von Nicht-Arbeitnehmern</i>
Transfereinkommen	=	Einkünfte aus Sozialleistungen
	+	<i>Einkünfte aus internationalen privaten Übertragungen</i>

Die von der Grössenordnung her relativ unbedeutenden Transaktionen werden als Exogene behandelt und ändern sich in Simulationen nicht. (Sie sind in Tab. 1 kursiv gesetzt.) Die Zuordnung dieser Transaktionen zu den drei Gruppen liesse sich aus den genauen Definitionen des ESVG 1978 heraus noch näher begründen, worauf aber an dieser Stelle verzichtet werden soll. Ein Element der Willkür ist allemal vorhanden; dieses ist jedoch am stärksten ausgeprägt hinsichtlich der Aufteilung der Zins- und Einkommensteuerzahlungen. Es wird unterstellt, dass

die Bezieher von Transfereinkommen keine solchen Zahlungen leisten. Lohn- und Gewinneinkommensbezieher teilen sich die Zins- und Einkommensteuerzahlungen im Verhältnis $k / (1 - k)$, wobei k definiert ist als Anteil des Einkommens aus unselbständiger Arbeit am verfügbaren Einkommen der Volkswirtschaft. In Ermangelung einer besseren Hypothese wird also unterstellt, dass der Anteil der beiden Gruppen an den beiden genannten Transaktionen im wesentlichen der funktionalen Verteilung entspricht. Indem im Nenner anstelle des BIP das verfügbare Einkommen der Volkswirtschaft verwendet wird, kommt ein Element der Progression zum Tragen, da für die Schweiz das verfügbare Bruttoeinkommen rund 10% höher liegt als das BIP. Der Unterschied rührt aus den Überschüssen der Kapitalertragsbilanz her; und es ist nur realistisch, dass diese von der Gruppe der Gewinneinkommensbezieher versteuert werden müssen. Es könnte in Frage gestellt werden, ob diese Gruppe auch progressiv erhöhte Zinszahlungen leistet, da angenommen werden könnte, dass Schuldzinsen vorwiegend von den Lohnbeziehern zu zahlen sind. Allerdings sorgt in der Schweiz das bestehende System der Eigenmietwertbesteuerung in Verbindung mit der Möglichkeit des Hypothekarzins-Abzugs dafür, dass auch reiche Haushalte, die Wohneigentum besitzen, eine steueroptimale Verschuldungshöhe aufrecht zu erhalten versuchen. Es scheint daher realistisch, dass die Gruppe der Gewinneinkommensbezieher einen beträchtlichen Teil der Schuldzinsen zahlt. Allerdings wird implizit unterstellt, dass sich die Rentnerinnen und Rentner, die sich in der Gruppe der Transfereinkommensbezieher befinden, komplett entschuldet haben, und dies ist genauso wenig realistisch wie die Annahme, dass sie keine Steuern bezahlen, denn in der Schweiz werden – anders als in Deutschland – auch Altersrenten besteuert. Die Gruppeneinteilung kann nur als approximativ bezeichnet werden, was während der Simulationen nicht vergessen werden sollte.

Die drei Einkommensgrößen wurden mit dem Konsumentenpreisindex deflationiert, um *reale* verfügbare Einkommensaggregate zu erhalten. Diese wurden als erklärende Variablen zur Schätzung des privaten Verbrauchs angesetzt. In dieser Verhaltensgleichung, die in Fehlerkorrekturform spezifiziert ist, wird die kurzfristige Dynamik des privaten Verbrauchs von Variationen des Lohneinkommens bestimmt, während Variationen im Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen keinen signifikanten Einfluss auf den privaten Verbrauch haben (vgl. Appendix). Obwohl die Schätzwerte für die marginalen Konsumneigungen wegen der problematischen Zuordnung mancher Transaktionen auf die Einkommensgruppen verzerrt sein dürften, entspricht dieser Befund weithin akzeptierten „stylised facts“.

Die Investitionen sind im Modell zinselastisch. In den Schweizer Daten wurden signifikant negative Korrelationen zwischen langfristigen Zinssätzen (Obligationenrendite, Hypothekarzins-

satz) 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, S. 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.⁶

Ein Wort noch zu den übrigen Verwendungskomponenten, für die Verhaltensgleichungen geschätzt werden: Die Wohnbauinvestitionen werden „erklärt“ mit dem Hypothekarzinssatz und dem verfügbaren Einkommen des Haushaltssektors, während die industriell-gewerblichen Bauinvestitionen als von der Beschäftigung, den Ausrüstungsinvestitionen und der Obligationrendite 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

⁶ 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, vgl. HARROD 1939, S. 18.

Ordinate – aufgefasst werden kann. Die meisten Preisindizes werden hauptsächlich durch die Entwicklung der Geldlöhne bestimmt. Das heisst, dass die Preise im Modell kostendeterminiert sind.⁷

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 Arbeitsmarkttension entscheidender zu sein, insofern, als Frauen sich in Zeiten geringer Arbeitsmarkttension (aus Arbeitgebersicht) zu einem gewissen Grad aus dem Arbeitsmarkt zurückziehen.

Die Arbeitsnachfragegleichung ist von Keynes' Prinzip der effektiven Nachfrage inspiriert (KEYNES 1973, 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 (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 werden 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 Beschäftigung⁸ 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 Beachtung: Wenn die Geldlöhne steigen, so verschiebt sich (in der Keyneschen Begrifflichkeit)

⁷ 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 das schweizerische System der Mietregulierung, das die Mieten effektiv an die Hypothekarzinsen koppelt.

⁸ Die Vollzeitäquivalente werden in einer eigenen Verhaltensgleichung modelliert.

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 aufrechterhalten 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 (vgl. KEYNES 1973a, Kap. 19), aber das interdependente Modell für die Schweiz erlaubt eine Beurteilung *ex post*. Die Erfahrungen mit dem Modell 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. (Der Bruttobetriebsüberschuss wird hingegen nicht separat modelliert, sondern residual berechnet.) Die Gleichungen dieses Blocks sind für die unten in Abschnitt 3.2.2 berichteten Ergebnisse von entscheidender Bedeutung. Der Leser sei wegen der Spezifikationen an den Appendix verwiesen.

Der verbleibende Block heisst „Geld und Finanzen“. Hier werden insbesondere Zinssätze und Wechselkurse modelliert. Diese Variablen wirken stark auf die Ausgaben- (oder Verwendungs-) und Einkommens-Blöcke des Modells zurück. Von zentraler Bedeutung ist die Zinsreaktionsfunktion der Schweizerischen Nationalbank (SNB), die vom „leaning-against-the-wind“-Typ ist. Eine hohe Arbeitsmarktanspannung (geringe Arbeitslosigkeit) führt zu einer Erhöhung des kurzfristigen Zinssatzes, ebenso wie ein starkes Geldmengenwachstum, 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 (vgl. JORDAN/PEYTRIGNET 2001, S. 55). Konsequenterweise erweist sich ein Geldmengenaggregat (M1) auch als statistisch signifikant (mit positivem Vorzeichen) in der Zinsreakti-

onsfunktion des Modells.⁹ 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 Verfolg 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.¹⁰ 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.

Tab. 2: Vereinfachte Version des Schweiz-Modells

Angebotsseite

$$\text{Potenzialoutput} = f(\text{Kapitalstock Ausrüstungen}) \quad (1)$$

$$\text{Arbeitsangebot} = f(\text{Reallohnindex, Arbeitsmarktanspannung}) \quad (2)$$

Nachfrageseite

$$\begin{aligned} \text{Reales BIP} = & \text{Realer privater Verbrauch} + \text{Realer Staatsverbrauch} + \text{Reale Ausrüstungsinvestitionen} \\ & + \text{Reale Bauinvestitionen} + \text{Reale Lagerinvestitionen} + \text{Reale Exporte} - \text{Reale Importe} \quad (3) \end{aligned}$$

$$\text{Realer privater Verbrauch} = f(\text{Reales verfügbares Einkommen des Haushaltssektors, Verteilung}) \quad (4)$$

$$\text{Reale Exporte} = f(\text{Realer Wechselkursindex, Reales Welthandelsvolumen}) \quad (5)$$

$$\text{Reale Importe} = f(\text{Realer privater Verbrauch, Reale Ausrüstungsinvestitionen, Reale Exporte}) \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{Arbeitsnachfrage} = & f(\text{Reales BIP, Nominallohnindex, Betriebsübliche wöchentliche Arbeitszeit,} \\ & \text{Produktivität}) \quad (7) \end{aligned}$$

⁹ Es ist also nicht so, dass „Geld(mengenwachstum) Inflation verursacht“, sondern dass „Geld(mengenwachstum) Zinserhöhungen verursacht“.

¹⁰ Um in szenarischen Simulationen, wie beispielsweise Variationen der US-amerikanischen Zinssätze oder Inflationsraten, Reaktionen des Franken/Dollarkurses 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. Diese „43. Verhaltensgleichung“ wird im Appendix nicht dokumentiert, weil sie im Zusammenhang dieses Beitrags keine Rolle spielt.

Durch Angebot und Nachfrage bestimmt

Reale Ausrüstungsinvestitionen = f (Produktionslücke, Obligationenrendite (10 Jahre), Preisindex:

$$\text{Investitionsgüter, Lohnstückkosten) (8)}$$

Reale Bauinvestitionen = f (Reale Ausrüstungsinvestitionen, Beschäftigung, Reales verfügbares

$$\text{Einkommen des Haushaltssektors, Langfristige Zinssätze) (9)}$$

Zahl der Erwerbslosen = Arbeitsangebot – Arbeitsnachfrage (10)

Nominallohnindex = f (Arbeitsmarktanspannung, Konsumentenpreisindex, *Einkommensteuer-*

$$\text{satz) (11)}$$

Preisindizes = f (Nominallohnindex, Hypothekarzinssatz, Produktionslücke, *BIP-Deflator OECD,*

$$\text{Realer Wechselkursindex) (12)}$$

Produktionslücke = Potenzialoutput – Reales BIP (13)

Realer Wechselkursindex = f (Konsumentenpreisindex, *BIP-Deflator OECD,* Obligationenrendite

$$\text{(10 Jahre), Deutsche Obligationenrendite (10 Jahre), Aussenbeitrag zum BIP) (14)}$$

Geldpolitik

Dreimonats-Libor, Schweizer Franken = f (Geldmenge M1, *Dreimonats-Libor Euro (vor 1999:*

$$\text{D-Mark), Arbeitsmarktanspannung) (15)}$$

Verfügbares Einkommen

Reales verfügbares Einkommen des Haushaltssektors = f (Arbeitsnachfrage, Nominallohnindex,

Zahl der Erwerbslosen, *Aggregierter Sozialversicherungsbeitragssatz, Einkommensteuer-*

$$\text{satz, Obligationenrendite (10 Jahre), Konsumentenpreisindex, ...) (16)}$$

Exogene Variablen, die mit Ausnahme der realen Lagerinvestitionen simulationsfähig sind, sind kursiv gesetzt.

3 Quantifizierung der Auswirkungen wirtschaftspolitischer Massnahmen

3.1 Auswirkungen auf das „neue magische Viereck“

3.1.1 Geldpolitik

In verschiedenen modellbasierten Studien hat es sich eingebürgert, einen stilisierten geldpolitischen Schock so zu simulieren, dass der kurzfristige Zinssatz während zweier Jahre um einen Prozentpunkt erhöht wird, um ihn danach wieder auf seinen tatsächlichen Wert zurückkehren zu lassen (vgl. z.B. VAN ELS ET AL. 2001, ANGELONI ET AL. 2002). So soll auch hier verfahren werden. Und auch in den folgenden Abschnitten zur Fiskal-, Lohn- und Sozialpolitik sollen kleine restriktive Zweijahres-Schocks simuliert werden. Da das Schweiz-Modell kein Prognosemodell ist, können keine *ex ante*-Simulationen durchgeführt werden, sondern es müssen *ex post*-Simulationen angestellt werden – m.a.W. liegt der Simulationszeitraum in der Vergangenheit.

Die Schocks werden in den Jahren 1991 und 1992 gesetzt. So ist es möglich, die „langfristigen“ Auswirkungen des ersten Schocks über zehn Jahre zu beobachten.

Die kurzfristigen Auswirkungen eines restriktiven geldpolitischen Schocks im Modell lassen sich wie folgt zusammenfassen. Die Investitionsnachfrage geht zurück und ebenfalls die Exporttätigkeit, da sich der Franken aufwertet. Der Nachfragerückgang führt zu einem Rückgang der Arbeitsnachfrage und zu einem Anstieg der Erwerbslosenquote. Über den Phillipskurven-Zusammenhang geht die Lohnwachstumsrate im Vergleich zur Realität zurück, und dies führt zu einem Rückgang der Preissteigerungsrate. Die Neuverschuldungsquote ist wegen höherer Zinsverpflichtungen und geringerer nominaler Staatseinnahmen höher. Dieser Zusammenhang zwischen Nachfrage, Beschäftigung, Löhnen und Preisen ist qualitativ bei jedem restriktiven Schock gleich zu beobachten und kann als der zentrale kausale Mechanismus im Modell angesehen werden.¹¹ Im Fall des restriktiven geldpolitischen Schocks wird der Preisanstieg zusätzlich gedämpft durch den aufwertungsbedingten Rückgang des Importpreisniveaus – nicht absolut, sondern relativ zur Realität. Allerdings wirkt der Anstieg des Mietpreisniveaus, bedingt durch einen leichten Anstieg des Hypothekarzinssatzes (s.o.), in die andere Richtung (vgl. dazu auch HARTWIG 2002, STALDER 2003).

Im dritten Jahr der Simulation wirkt sich die Rücknahme des Schocks im Vergleich zur Realität expansiv aus, und es kommt in jeder Simulation in diesem Jahr zu einer partiellen Korrektur der Schockwirkungen. Langfristig stellt sich eine Wiederannäherung an die tatsächliche Entwicklung ein. Simulierte *reale* Grössen können allerdings selbst 2001 noch leicht oberhalb der wirklichen Entwicklung verbleiben, wenn die Preisindizes noch leicht unterhalb ihrer tatsächlichen Pendanten liegen. Nominale Grössen sind in diesem Fall leicht tiefer (vgl. auch die Abbildungen in Abschnitt 3.2.2).

Tabelle 3 dokumentiert die quantitativen Auswirkungen aller Politiksimulationen auf die Wachstumsrate des realen BIP, die Erwerbslosenquote, die Inflationsrate und die Neuverschuldungsquote. Die Veränderungen gegenüber der Realität werden nur für 1991 und 1992 angegeben, weil die nachfolgende Entwicklung, wie gesagt, überall ähnlich verläuft und die Abweichungen im Vergleich zur Realität nach 1993 sehr klein werden.

¹¹ Insofern restriktive fiskal- oder sozialpolitische Schocks zu einer Erhöhung der Arbeitslosigkeit führen, signalisieren sie der Notenbank einen geringeren Lohndruck. Im Modell, in dem die Geldpolitik endogen ist, wenn man sie nicht explizit simuliert, würde dies zu einer Absenkung des kurzfristigen Zinssatzes führen, was die restriktive Wirkung der ursprünglichen Politik abschwächen würde. Um die Wirkungen der Geldpolitik nicht mit anderen Politiken zu vermischen, wird der Zinssatz für die Jahre 1991 und 1992 in allen Simulationen exogenisiert.

3.1.2 Fiskalpolitik

Im Bereich der fiskalpolitischen Simulationen gilt das Hauptinteresse der relativen Effizienz unterschiedlicher Steuerpolitiken im Hinblick auf das „neue magische Viereck“. Es wird daher zunächst eine Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes um einen Prozentpunkt (PP) für zwei Jahre simuliert. Anschliessend werden der durchschnittliche Einkommensteuersatz (natürliche Personen) und Körperschaftssteuersatz (juristische Personen) um jeweils so viel erhöht, dass sich im Durchschnitt der beiden Jahre 1991 und 1992 in etwa derselbe Steuerertrag ergibt. Das Modell berechnet, dass die Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes einen Steuerertrag von ca. 2,5 Mrd. Schweizer Franken (Sfr.) erbringt. Um in etwa denselben Betrag zu erzielen, muss der durchschnittliche Einkommensteuersatz ebenfalls um einen Prozentpunkt und der durchschnittliche Körperschaftssteuersatz um 4,5 PP heraufgesetzt werden.

Tabelle 3 beantwortet die Frage, welche der Steuerpolitiken den Steuerertrag von 2,5 Mrd. Sfr. unter geringstmöglichen Einbussen bei der Zielerreichung im Hinblick auf das „neue magische Viereck“ aufbringt. Wie man erkennt, schneidet im Durchschnitt der Jahre 1991/92 die Erhöhung des Körperschaftssteuersatzes am besten ab. Der Hauptgrund für die gute Performance des Körperschaftssteuersatzes liegt im Zusammenhang zwischen Preiswirkungen, Realeinkommen und Konsum. Eine Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes führt unmittelbar zu Preiserhöhungen und damit zu einer Reduktion des real verfügbaren Haushaltseinkommens. Dass Erhöhungen des Körperschaftssteuersatzes auf die Preise umgelegt werden, konnte hingegen empirisch nicht festgestellt werden, was aber unter Umständen auch daran liegen könnte, dass solch drastische Erhöhungen (um 4.5 PP auf einen Schlag) in der Vergangenheit nicht beobachtbar waren. Hier gerät die Simulation in den Gültigkeitsbereich der Lucas-Kritik. Eine Erhöhung des Einkommensteuersatzes belastet das verfügbare Haushaltseinkommen direkt, aber auch eine Erhöhung des Körperschaftssteuersatzes reduziert letztendlich das verfügbare Haushaltseinkommen über verminderte Zins- und Dividendenzahlungen. Entscheidend ist, dass Variationen des Gewinneinkommens (gemäss Tab. 1) keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Konsumnachfrage haben. Mehrwertsteuer- und Einkommensteuererhöhungen belasten im Unterschied dazu die real verfügbaren Einkommen der „konsumierenden“ Einkommensgruppen.

Ein möglicher Einwand gegen die Simulationsergebnisse könnte lauten, dass denkbare Standortverlagerungen von Unternehmen im Zuge der Körperschaftsteuererhöhung unberücksichtigt bleiben würden. Dem ist aber nicht so. Eventuelle Ausweichreaktionen der Unternehmer sind berücksichtigt über eine kalibrierte quadratische Laffer-Kurve in der Investitionsfunktion: Insbesondere bei hohen simulierten Körperschaftsteuersätzen kommt es zu einem starken Rückgang

der Bruttoinvestitionen bzw. negativen Nettoinvestitionen. (Bei einem Steuersatz von 100 PP sind die Bruttoinvestitionen gleich Null.) Dass gemäss Tab. 3 die Wachstumsrate des realen BIP in beiden Jahren 1991/92 überhaupt um ca. 0.15 PP absinkt, liegt an einem Rückgang der Brutto-Ausrüstungsinvestitionen um ca. 1,1 Mrd. Sfr. aufgrund dieser Kalibrierung.¹²

Es macht einen Unterschied, ob der Staat die über die Steuererhöhung aufgenommenen 2,5 Mrd. Sfr. zur Entschuldung verwendet oder ausgibt. In Tab. 3 wird daher für jede Steuerpolitik auch eine Variante dokumentiert, in der die staatlichen Bauinvestitionen um 2,5 Mrd. Sfr. erhöht werden. Es zeigt sich, dass diese steuerfinanzierte Staatsausgabe die Wachstumsrate des realen BIP im ersten Jahr (je nach Finanzierungsform) um 0,73-0,76 PP erhöht, wobei die Refinanzierung über die Mehrwertsteuer leicht am expansivsten wirkt. Im zweiten Jahr geht der Wachstumsimpuls der Ausgaben verloren, da sie nicht weiter erhöht, sondern nur im Niveau gehalten werden. Die Wachstumsrate des realen BIP liegt unterhalb der Realität, aber doch höher als bei der Steuererhöhung ohne Anhebung der Ausgaben. Die Beschäftigungseffekte der Steuer-*cum*-Ausgabenerhöhung sind positiv, bei allerdings leicht höherer Inflation. Der Staatshaushalt wird aktiviert, wenn auch weniger als bei der Steuererhöhung allein, da die Bauinvestitionen ihrerseits zu Steuereinnahmen führen. Insgesamt betrachtet, schneidet wiederum die Refinanzierung der Ausgaben über eine Erhöhung der Körperschaftssteuern am besten ab – gemessen am „neuen magischen Viereck“.

3.1.3 Sozialpolitik

In einer sozialpolitischen Simulation soll die Frage beantwortet werden, um wie viel der aggregierte Sozialversicherungs-Beitragssatz gesenkt werden könnte, wenn die Rentenformel vom jetzt gebräuchlichen „Mischindex“ auf den Preisindex umgestellt würde, und welche Folgen dies für das „neue magische Viereck“ sowie die Einkommensverteilung (s. Abschnitt 3.2.2) hätte. Die Schweiz besitzt ein Rentensystem mit drei Säulen, deren wichtigste die *Alters- und Hinterlassenenversicherung* (AHV, „1. Säule“) und die *Berufliche Vorsorge* (BVG, „2. Säule“) sind.¹³ Die 1. Säule wird im Umlageverfahren finanziert und gewährt eine Art Mindestrente; die 2. Säule besteht aus privaten Pensionskassen, die über ein Kapitaldeckungsverfahren finanzierte Pensionen ausrichten. Die Rentenanpassung in der AHV erfolgt in der Regel alle zwei Jahre, wobei der Rentenindex um das ½-fache der Summe aus Nominallohn- und Konsumentenpreisindex erhöht

¹² Empirisch gibt es keine Evidenz für einen statistischen Zusammenhang zwischen Körperschaftssteuersatz und Investitionsvolumen in den Schweizer Daten.

¹³ Die „3. Säule“ besteht aus Steuerbegünstigungen für (freiwilliges) gebundenes Vorsorgesparen.

wird.¹⁴ *De facto* gibt es also einen „halben Reallohnausgleich“ für die Rentner/innen. Wenn man diesen Mischindex auf einen reinen Inflationsausgleich umstellte, so würde die AHV Geld einsparen, und der AHV-Beitragsatz könnte gesenkt werden. Im Modell ist der AHV-Beitragsatz keine eigene Variable. Es gibt lediglich einen „aggregierten Sozialversicherungs-Beitragsatz“, berechnet als Aufkommen an Sozialbeiträgen geteilt durch Einkommen aus unselbständiger Arbeit. Eine feinere Differenzierung ist mit VGR-Daten nicht möglich. Der aggregierte Beitragsatz, den man als „Lohnnebenkosten-Quote“ interpretieren kann, umfasst hauptsächlich die Zwangsbeiträge an die AHV, die „Invalidenversicherung“ (IV) sowie die Arbeitslosenversicherung (ALV).¹⁵

Da im Jahr 1991 keine Rentenanpassung erfolgt ist, wirkt sich die Modifikation der Rentenformel erst (und nur) 1992 aus. Das Modell berechnet einen Einspareffekt von rd. 1,4 Mrd. Sfr., was eine Reduktion des aggregierten Beitragsatzes um 0,3 PP erlauben würde. Tabelle 3 zeigt die Auswirkungen dieser Revision der Sozialpolitik auf das „neue magische Viereck“. Sie sind schwach.

3.1.4 Lohnpolitik

Schliesslich soll noch eine lohnpolitische Simulation, und zwar eine exogen vorgegebene Absenkung der Lohnwachstumsrate der Jahre 1991/92 um je einen Prozentpunkt, durchgeführt werden. Da, wie in Abschnitt 2.2 ausgeführt, in der Schweiz der Kosten- den Nachfrageeffekt überwiegt und die Preise kostendeterminiert sind, können positive Effekte der zurückhaltenden Lohnpolitik auf Erwerbstätigkeit, Preisstabilität und Realwachstum erwartet werden. Tabelle 3 bestätigt dies. Es sei der Hinweis erlaubt, dass die Inflationsrate durch Lohnpolitik wesentlich stärker beeinflusst wird als durch Geldpolitik und dass sie selbst durch Fiskalpolitik beeinflusst werden kann. Das konventionelle „policy assignment“ ignoriert diese Tatsachen (vgl. HARTWIG 2004).

Obwohl die Lohnpolitik im „neuen magischen Viereck“ am besten abschneidet, stellt sich doch die Frage, ob die in der Schweiz traditionell geübte Lohnzurückhaltung¹⁶ – die Schweiz ist

¹⁴ Wenn die Inflationsrate einen Schwellenwert überschreitet, wird der Rentenindex auch in zwei aufeinander folgenden Jahren angepasst. Dies war im Stützbereich des Modells einmal (1992/93) der Fall.

¹⁵ Nicht enthalten sind hingegen die Pensionskassenbeiträge sowie die Krankenkassenprämien, die in der Schweiz als „Zwangsbeiträge an private Organisationen“ nicht die Kriterien erfüllen, die die VGR an Sozialversicherungsbeiträge anlegt. Dies ist übrigens der Hauptgrund für die im internationalen Vergleich tiefe schweizerische Fiskalquote.

¹⁶ „Mentalität und Grundhaltung der Schweizer Arbeitnehmer sind im wesentlichen konsensual und gutgläubig, sicher nicht konfliktuell. Ideell ist heute ihre weitgehende Integration in die Unternehmung und die Arbeitgeberseite

das einzige OECD-Land, das während der gesamten 90er Jahre keinen Reallohnanstieg erlebt hat¹⁷ – der Situation angemessen ist. Die in der Vergangenheit existierende strukturelle Überbeschäftigung hat immer wieder zu einer Erhöhung der Kontingente für Arbeitsmigranten geführt. Im 2. Quartal 2003 waren bereits 809'000 niedergelassene Ausländer/innen erwerbstätig, was einem Anteil an der Erwerbsbevölkerung von 20,5% entspricht. Hinzu kamen rund 250'000 Grenzgänger/innen, erwerbstätige Kurzaufenthalter/innen und Asylsuchende (vgl. BFS 2004). Es stellt sich die Frage, ob die in der Schweiz verfolgte lohnpolitische „Strategie“ (bzw. die ihr zugrundeliegende „Mentalität“) nachhaltig aufrechterhalten werden kann.

Tab. 3: Auswirkungen von Politiksimulationen auf das „magische Viereck“

- Politik 1: Erhöhung des Dreimonats-Zinssatzes (Libor) um 1PP
- Politik 2: Erhöhung des MWSt.-Satzes um 1PP
- Politik 3: Erhöhung des Einkommensteuersatzes (natürliche Personen) um 1PP
- Politik 4: Erhöhung des Körperschaftsteuersatzes (juristische Personen) um 4,5PP
- Politik 5: Erhöhung des MWSt.-Satzes um 1PP und der staatl. Bauinvestitionen um 2,5 Mrd. Sfr.
- Politik 6: Erhöhung des Einkommensteuersatzes um 1PP und der staatl. Bauinv. um 2,5 Mrd. Sfr.
- Politik 7: Erhöhung des Körpersch.steuersatzes um 4,5PP und der staatl. Bauinv. um 2,5 Mrd. Sfr.
- Politik 8: Inflationsausgleich in der Rentenformel und Absenkung des aggr. Sozialversicherungs-Beitragssatzes um 0,3PP
- Politik 9: Senkung der Lohnwachstumsrate um 1PP

Änderungen in Prozentpunkten gegenüber der Realität

	g		π		u		d	
	1991	1992	1991	1992	1991	1992	1991	1992
Politik 1	- 0.40	- 0.14	- 0.15	- 0.02	+ 0.04	+ 0.07	+ 0.16	+0.26
Politik 2	- 0.17	- 0.23	+ 0.60	+ 0.20	+ 0.04	+ 0.14	- 0.76	- 0.73
Politik 3	- 0.14	- 0.25	0.00	- 0.03	+ 0.05	+ 0.06	- 0.83	- 0.80
Politik 4	- 0.15	- 0.14	0.00	- 0.06	+ 0.02	+ 0.05	- 0.80	- 0.82
Politik 5	+ 0.76	- 0.12	+ 0.60	+ 0.39	- 0.07	- 0.04	- 0.17	-0.18
Politik 6	+ 0.74	- 0.13	0.00	+ 0.15	- 0.06	- 0.13	- 0.23	- 0.24
Politik 7	+ 0.73	- 0.03	0.00	+ 0.12	- 0.09	- 0.14	- 0.23	- 0.28
Politik 8		+ 0.07		+ 0.04		- 0.01		- 0.02
Politik 9	+ 0.10	+ 0.14	- 0.53	- 0.72	- 0.39	- 0.72	0.00	- 0.01

Hinweis: g = Wachstumsrate des realen BIP, π = Inflationsrate, u = Erwerbslosenquote, d = Neuverschuldungsquote

vorhanden. Die Arbeitnehmer solidarisieren sich mit der Unternehmung und den Arbeitgebern und stehen für die Interessen ihrer Betriebe ein“ (HOTZ-HART ET AL. 2001, S. 68).

¹⁷ Der Reallohnindex männlicher Arbeitnehmer (1939 = 100) stieg von 262 (1991) auf 264 (2000).

3.2 Auswirkungen auf die Einkommensverteilung

3.2.1 Funktionale Einkommensverteilung

Aus Tab. 4 kann als Tendenzaussage abgeleitet werden, dass beide „Produktionsfaktoren“ unter einer restriktiven Wirtschaftspolitik leiden, dass aber das Kapital stärker leidet als der Faktor Arbeit. Dass beide Faktoren Einkommensrückgänge hinnehmen müssen, ist nicht verwunderlich, denn es handelt sich um Angaben zu laufenden Preisen, und eine restriktive Wirtschaftspolitik drückt sowohl auf die Preis- wie auf die Aktivitätsniveaus (vgl. Tab. 3). Einen Sonderfall stellt die Einkommensentwicklung des Faktors Arbeit unter dem Mehrwertsteuer- sowie, im ersten Jahr, unter dem Einkommensteuerschock dar. Die Mehrwertsteuererhöhung erhöht das Preisniveau, und der Faktor Arbeit ist gemäss empirischem Befund (vgl. Appendix) in der Lage, einen partiellen Inflationsausgleich durchzusetzen. Konkret steigt der Konsumentenpreisindex im Jahr 1991 um 0.57% und der Nominallohnindex um 0.35%. Diese Lohnerhöhung überkompensiert den leichten Rückgang der Beschäftigung und führt insgesamt zu einem Anstieg des (nominalen) Einkommens aus unselbständiger Arbeit. Selbst wenn die Unternehmer die gestiegenen Steuern zu 100% auf die Preise überwälzen könnten, würden sie schlechter gestellt, denn sie müssten die Arbeitnehmer für Preissteigerungen entschädigen, deren Nutzniesser allein der Staat ist. Es gelingt aber nur eine 60%-ige Überwälzung (vgl. Tab. 3). Der Faktor Kapital verliert doppelt.

Der geringe Anstieg des Einkommens aus unselbständiger Arbeit im ersten Jahr des Einkommensteuerschocks erklärt sich dadurch, dass gemäss geschätzter Lohngleichung auch für Einkommensteuererhöhungen in geringem Ausmass ein Lohnausgleich durchgesetzt werden kann (vgl. Appendix).

Werden die Steuererhöhungen mit einer Ausweitung der staatlichen Bauinvestitionen um 2,5 Mrd. Sfr. kombiniert, so wirkt sich diese Fiskalpolitik expansiv aus (vgl. Tab. 3). So wie der Faktor Kapital von einer restriktiven Politik stärker belastet wird, so profitiert er auch stärker von einer expansiven Politik als der Faktor Arbeit.¹⁸

¹⁸ Es soll an dieser Stelle betont werden, dass das Resultat, nach dem der Faktor Kapital stärker von einer restriktiven Politik belastet wird und mehr von einer expansiven Politik profitiert als der Faktor Arbeit, keinesfalls auf irgendwelchen theoretischen Vorannahmen beruht. Vielmehr ist der Bruttobetriebsüberschuss im Modell ein umfassendes (berechnetes) Resultat der gesamtwirtschaftlichen Konstellation. Er wird (im Wesentlichen) berechnet als Differenz von nominellem BIP und Einkommen aus unselbständiger Arbeit. Allein das nominelle BIP ist aus Komponenten zusammengesetzt, für deren Berechnung 16 Verhaltensgleichungen benötigt werden. Das Einkommen aus unselbständiger Arbeit wird ebenfalls stochastisch modelliert. Es ist *a priori* unmöglich zu sagen, wie der

Die Simulation des Lohnschocks macht deutlich, dass dem Kapitalinteresse nach *monetärer* Verwertung durch Lohnzurückhaltung der Arbeitnehmer wenig gedient ist. Es handelt sich gewissermassen um ein deflationäres Szenario mit sinkenden Preisen und Löhnen – sinkend nicht absolut, sondern gegenüber der Realität.¹⁹ Dass im Jahr 1992 das Einkommen aus unselbständiger Arbeit weniger zurückgeht als der Bruttobetriebsüberschuss, liegt daran, dass die Lohnzurückhaltung zu Neueinstellungen führt. Bis 1992 verringert sich die Erwerbslosenquote um 0.72 PP (vgl. Tab. 3). Dies entspricht ca. 16'500 neuen Vollzeitstellen. Ohne diese Zusatzbeschäftigten wäre das Einkommen aus unselbständiger Arbeit im Jahr 1992 nicht nur um 1'940 Mio. Sfr., sondern den geschätzten Modellparametern zufolge um 2'842 Mio. Sfr. gesunken.

Die sozialpolitische Simulation erhöht das funktionale Kapitaleinkommen. Dass hier das Einkommen aus unselbständiger Arbeit reduziert wird, liegt daran, dass diese Grösse inklusive Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträgen zur Sozialversicherung definiert ist, welche abgesenkt werden. Da diese Beiträge zusammengenommen ca. 1,4 Mrd. Sfr. ausmachen (s.o.), steigt das Einkommen aus unselbständiger Arbeit exklusive Sozialversicherungsbeiträgen um über 700 Mio. Sfr. an.

Tab. 4: Auswirkungen von Politiksimulationen auf die funktionale Einkommensverteilung

- Politik 1: Erhöhung des Dreimonats-Zinssatzes (Libor) um 1PP
- Politik 2: Erhöhung des MWSt.-Satzes um 1PP
- Politik 3: Erhöhung des Einkommensteuersatzes (natürliche Personen) um 1PP
- Politik 4: Erhöhung des Körperschaftssteuersatzes (juristische Personen) um 4,5PP
- Politik 5: Erhöhung des MWSt.-Satzes um 1PP und der staatl. Bauinvestitionen um 2,5 Mrd. Sfr.
- Politik 6: Erhöhung des Einkommensteuersatzes um 1PP und der staatl. Bauinv. um 2,5 Mrd. Sfr.
- Politik 7: Erhöhung des Körpersch.steuersatzes um 4,5PP und der staatl. Bauinv. um 2,5 Mrd. Sfr.
- Politik 8: Inflationsausgleich in der Rentenformel und Absenkung des aggr. Sozialversicherungs-Beitragssatzes um 0,3PP
- Politik 9: Senkung der Lohnwachstumsrate um 1PP

Änderungen in Mio. Sfr. gegenüber der Realität

	Einkommen aus unselbst. Arbeit		Bruttobetriebsüberschuss	
	1991	1992	1991	1992
Politik 1	- 253	- 554	- 1084	- 2876

Bruttobetriebsüberschuss auf einen fiskalpolitischen Schock reagieren wird. Nur ein interdependentes empirisches Modell kann eine solche Frage beantworten.

¹⁹ Wenn auch der *Faktor Kapital* in den restriktiven Szenarien verliert, so kann es natürlich sein, dass sich die *Bezieher von Gewinneinkommen* real besser stellen. Dies wird im nächsten Abschnitt untersucht.

Politik 2	+ 365	+ 529	- 1399	- 1343
Politik 3	+ 30	- 224	- 350	- 1010
Politik 4	- 55	- 223	- 462	- 847
Politik 5	+ 694	+1449	+ 1018	+ 1459
Politik 6	+ 360	+ 703	+ 2094	+1822
Politik 7	+ 274	+ 701	+ 1974	+ 1965
Politik 8		- 687		+ 937
Politik 9	- 907	- 1940	- 523	- 2327

3.2.2 Personelle Einkommensverteilung

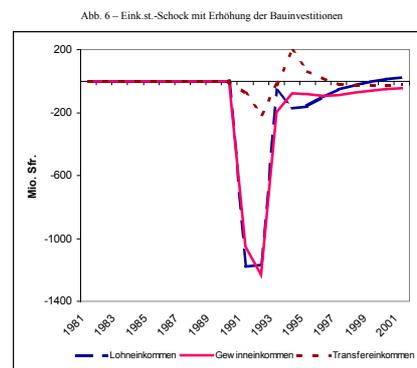
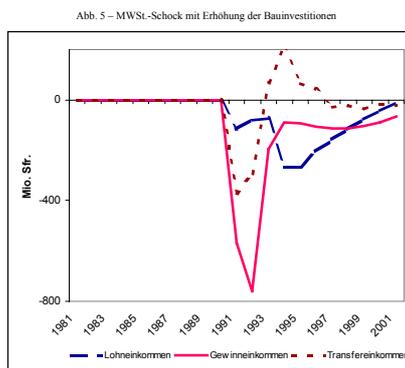
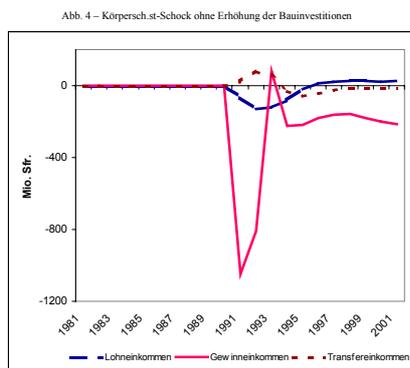
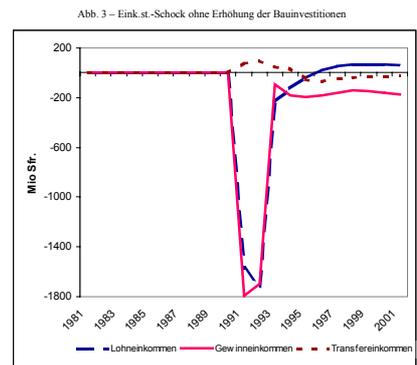
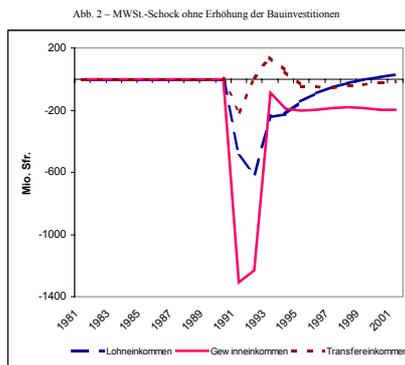
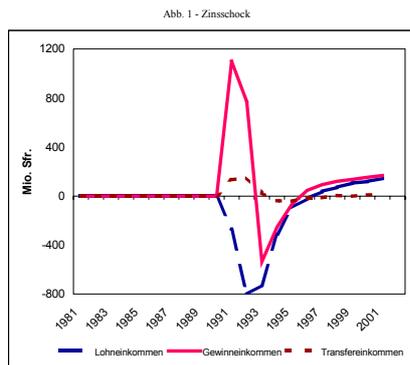
Die Abbildungen 2-4 zeigen die Auswirkungen der Steuererhöhungen ohne gleichzeitige Steigerung der Staatsausgaben für die drei Einkommensgruppen. Wie man sieht, wird die Gruppe der Lohneinkommensbezieher durch eine Erhöhung des Einkommensteuersatzes weit stärker belastet als durch eine Erhöhung der Mehrwertsteuer oder Körperschaftssteuer. Das *reale* (mit dem Konsumentenpreisindex deflationierte) Lohneinkommen sinkt bei einer Erhöhung des Einkommensteuersatzes um einen Prozentpunkt um 1,6-1,7 Mrd. Sfr. pro Jahr und damit etwa dreimal so stark wie bei einer Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes um einen Prozentpunkt. Erwartungsgemäss hat die Erhöhung des Körperschaftsteuersatzes (um 4.5 PP) die geringsten Auswirkungen auf das Lohneinkommen; die dennoch beobachtbaren geringen Effekte in der Grössenordnung von -100 Mio. Sfr. rühren von den Arbeitmarkteffekten dieser Steuererhöhung her (vgl. Tab. 3). Für die Gewinneinkommensbezieher ist die Rangordnung der Belastungen identisch zu den Lohneinkommensbeziehern, allerdings sind die Belastungsunterschiede geringer. Die realen Verluste durch die Einkommensteuererhöhung liegen zwischen 1,7 und 1,8 Mrd. Sfr. pro Jahr, bei der Mehrwertsteuererhöhung zwischen 1,2 und 1,3 Mrd. Sfr. und bei der Körperschaftssteuererhöhung im Durchschnitt der Jahre 1991/92 bei rund 900 Mio. Sfr. Dass die absolute Belastung der Gewinneinkommensbezieher durch Einkommen- und Mehrwertsteuer höher ist als bei den Lohneinkommensbeziehern ist vorderhand überraschend, da die letztgenannte Gruppe die grössere ist. Die Erklärung liegt darin, dass diese Steuererhöhungen viel negativer auf den Bruttobetriebsüberschuss einwirken als auf das Einkommen aus unselbständiger Arbeit (vgl. Tab. 4) und der Bruttobetriebsüberschuss letztlich die Quelle allen „Gewinneinkommens“ (wie hier definiert) ist. Dass die Körperschaftssteuererhöhung zu geringeren Belastungen führt als die anderen beiden Steuerpolitiken – obwohl der Steuerertrag jedes Mal derselbe ist – liegt daran, dass die von einer Erhöhung der Körperschaftssteuer ausgehenden realwirtschaftlichen Belastungen am geringsten sind (vgl. Tab. 3). Die Transfereinkommensbezieher schliesslich verlieren durch die Mehrwertsteuererhöhung im ersten Jahr; im zweiten Jahr erfolgt

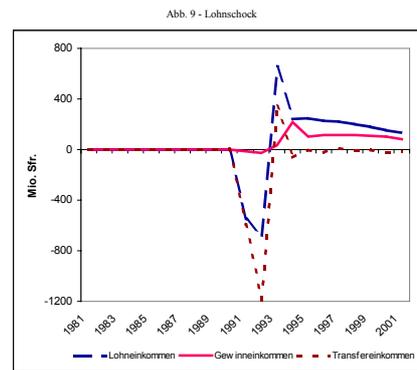
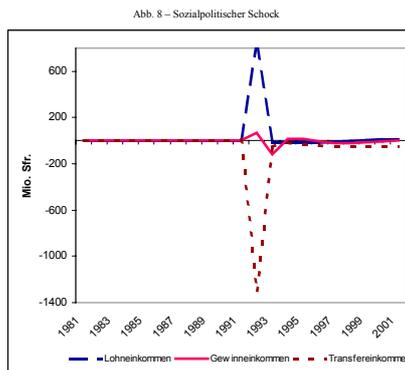
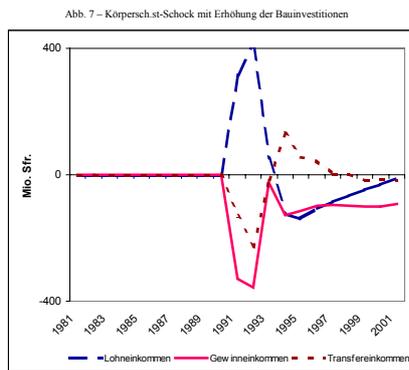
ein Ausgleich über die Anpassung der Rentenformel. Dass die beiden anderen Steuerpolitiken das Transfereinkommen leicht erhöhen, liegt daran, dass sie zu einer Erhöhung der Arbeitslosigkeit und damit der Transfers an die Arbeitslosen führen.

Die Abbildungen 5-7 beziehen sich auf die steuer-refinanzierte expansive Fiskalpolitik. Einige Unterschiede zu den ersten drei Abbildungen sind erkennbar. So verlieren nun die Transfereinkommensbezieher in allen drei Steuerszenarien. In zwei von drei Fällen ist dies allein auf den Rückgang der Arbeitslosigkeit zurückzuführen; im Fall der Mehrwertsteuererhöhung geht allerdings der Reallohnindex zurück, so dass die Rentnerinnen und Rentner über die Rentenformel reale Einbussen erleiden. Die Bezieher von Lohneinkommen profitieren nun real von einer Refinanzierung der höheren Staatsausgaben über die Körperschaftssteuer und stellen sich im Mehrwertsteuer-Szenario in etwa gleich. Die Bezieher von Gewinneinkommen verlieren dagegen nach wie vor in allen drei Szenarien. Diese Einkommensgruppe kann offenbar weder an Steuererhöhungen *per se* noch an einer steuerfinanzierten Erhöhung der Staatsausgaben ein Interesse haben.

Abbildungen 1, 8 und 9 stellen die Verteilungswirkungen des geld-, sozial- und lohnpolitischen Schocks dar. Nicht weiter verwunderlich ist, dass der sozialpolitische Schock zu einer Umverteilung von den Transfereinkommensbeziehern (Rentnerinnen und Rentnern) zu den Lohnempfängern führt. Wegen der leicht expansiven Wirkung der Massnahme steigt das verfügbare Lohneinkommen um mehr als die Hälfte des Rückgangs der Transfereinkommen. (Die andere Hälfte entfällt auf die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung und wird teilweise an die Bezieher von Gewinneinkommen ausgeschüttet.) Zu einer Umverteilung führt auch der geldpolitische Schock. Die Bezieher von Gewinneinkommen profitieren von der Zinserhöhung, insbesondere im ersten Jahr, da ihre Zinseinkünfte schneller anziehen als ihre Zahlungsverpflichtungen. Nachdem es 1992 dann zu einer Anpassung der Hypothekarverträge mit variablen Zinssätzen gekommen ist, relativiert sich der Vorteil, bleibt aber bestehen, da den Gewinneinkommens-Beziehern zwar die gesamten Zinseinkünfte zufließen, sie aber nur einen Teil der Zinszahlungen leisten. Die Bezieher von Lohneinkommen verlieren durch höhere Zinszahlungen und geringere Lohneinkünfte wegen der Verschlechterung des Arbeitsmarktlage. Der letztgenannte Grund zeichnet auch verantwortlich für den leichten Anstieg bei den Transfereinkommen. Insgesamt liegt das verfügbare Einkommen des Haushaltssektors nach der Zinserhöhung im ersten Jahr *real* um 971 Mio. Sfr. und 1992 noch um 130 Mio. Sfr. höher. Verlierer sind also nicht nur die Lohneinkommens-Bezieher, sondern auch die Schuldner-Sektoren *Staat* und *Unternehmen*. An ausländische Gläubiger muss fast eine Milliarde pro Jahr mehr gezahlt werden.

Das wahrscheinlich interessanteste Resultat liefert der lohnpolitische Schock. Obwohl, wie oben gesehen, dieser Schock durchweg positive Auswirkungen auf das „neue magische Viereck“ hat, gibt es verteilungsseitig keine Gewinner. Die Transfereinkommensbezieher verlieren *real* 1,2 Mrd. Sfr., was insofern unproblematisch ist, als der Rückgang der Arbeitslosigkeit hierfür verantwortlich ist. Allerdings steigen auch die Renten um weniger. Die Rentnerinnen und Rentner gehören zu den Verlierern des Lohnschocks, denn sie erhalten einen „halben Reallohnausgleich“ (s.o.), und der Reallohn liegt 1992 um 1,2% unterhalb seines tatsächlichen Wertes. Die Lohnneinkommensbezieher verlieren real rund 600 Mio. Sfr. im Durchschnitt beider Jahre. Mit anderen Worten kann weder der Anstieg der Beschäftigung noch der Rückgang des Preisniveaus (gegenüber der Realität, nicht gegenüber der Vorperiode) die einkommensmindernde Wirkung der relativen Lohnsenkung kompensieren. Und selbst die Gewinneinkommens-Bezieher profitieren nicht. Für sie gleicht der relative Rückgang der Preise die Einbußen im (nominalen) Bruttobetriebsüberschuss im Hinblick auf das Realeinkommen gerade aus.





4 Schluss

Die hier durchgeführten Simulationen können dazu beitragen, einige der in wirtschaftspolitischen Debatten von verschiedenen Seiten bezogenen Positionen besser einordnen und auf empirischer Grundlage nachvollziehen zu können. So haben die Simulationen ergeben, dass Einkommen- und Mehrwertsteuererhöhungen für alle Einkommensgruppen zu einem Rückgang des verfügbaren Einkommens führen, gleichgültig ob das so aufgenommene Geld für eine Erhöhung der Staatsausgaben verwendet wird oder nicht. Dies mag den harten Widerstand auf allen Seiten besonders gegen Erhöhungen der Einkommensteuer erklären helfen, da jene, wie gezeigt wurde, am belastendsten wirken.²⁰ Dass eine restriktive Geldpolitik im Interesse der Gewinneinkommensbezieher („Rentiers“) liegt, ist ein Gemeinplatz der Regulationstheorie, der durch unsere Simulationen bestätigt wird. Die immer noch gelegentlich von Arbeitnehmervertretern erhobene Forderung nach einer Finanzierung staatlicher Investitionsprogramme über höhere Unternehmenssteuern findet ihre Begründung in der positiven Wirkung einer solchen Politik auf die Lohneinkommen – ebenso wie die Ablehnung der Forderung durch die Bezieher von Gewinneinkommen sich aus der Reduktion derselben durch eine solche Politik erklärt. Der einzige Weg zur Verbesserung der Eckwerte des „neuen magischen Vierecks“, der die Gewinneinkommen nicht belastet, führt über Lohnzurückhaltung, und dies mag erklären, von welcher Seite diese Forderung erhoben wird und warum es der *einzige* Vorschlag ist, der von dieser Seite kommt. Vielleicht überraschenderweise haben unsere Simulationen ergeben, dass sich die Gewinneinkommen aber durch Lohnzurückhaltung auch nicht steigern lassen. Trotzdem ist in der Schweiz eine zurückhaltende Lohnpolitik der effizienteste Weg zur Erreichung der im „neuen magischen Viereck“ enthaltenen Ziele. Es wurde aber darauf hingewiesen, dass dieser Weg in einer Situa-

²⁰ In einer Abstimmung vom 16. Mai 2004 wurde aber auch die Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes um 1,8 PP zur Sanierung von IV und AHV vom Schweizer Volk mit 68,6% Nein-Stimmen verworfen.

tion struktureller Überbeschäftigung nur unter Hinnahme weiterer Einwanderung gangbar sein wird. Der „zweitbeste“ Weg wäre eine Refinanzierung vermehrter staatlicher Investitionen über eine höhere Körperschaftssteuer – zumindest so lange, wie noch keine stark adversen Laffer-Kurven-Effekte zu befürchten sind (welche in unseren Simulationen berücksichtigt werden).²¹ Die negativen Einkommenswirkungen einer solchen Politik für die Bezieher von Gewinneinkommen macht ihre Umsetzung allerdings sehr unwahrscheinlich.

Literaturverzeichnis

- Angeloni, I./Kashyap, A./Mojon, B./Terlizzese, D. (2002): Monetary transmission in the euro area: where do we stand?, European Central Bank Working Paper Series, No. 114
- Bergström, R./Wold, H. (1983): Fix-Point Estimation in Theory and Practice, Göttingen
- BFS (2004): Ausländerinnen und Ausländer auf dem Arbeitsmarkt. Pressemitteilung vom 16. 2. 2004, Neuchâtel: Bundesamt für Statistik
- Davidson, R./MacKinnon, J. G. (1993): Estimation and Inference in Econometrics, New York, Oxford University Press
- Fair, R. C. (1994): Testing Macroeconometric Models, Cambridge, MA, Harvard University Press
- Hall, S. (1995): Macroeconomics and a bit more reality, *Economic Journal*, 105 (4), S. 974-988
- Harrod, R. F. (1939): An essay in dynamic theory, *Economic Journal*, 49 (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. (2004): Nichts als Strohfeuer? – Eine kritische Analyse des wirtschaftspolitischen Assignments im „Neuen Konsens“ mit Hilfe eines makroökonomischen Politiksimulationsmodells der Schweizer Volkswirtschaft, erscheint in: *Intervention. Zeitschrift für Ökonomie/Journal of Economics*, 1 (2)
- 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 & Zürich, S. 73-92
- Hartwig, J./Jaeger, F. (2004): Is economic policy neutral in the long run? An analysis based on a macroeconomic 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
- Hotz-Hart, B./Mäder, S./Vock, P. (2001): *Volkswirtschaft der Schweiz*, 3. Aufl., Zürich
- Jordan, T. J./Peytrignet, M. (2001): Die Inflationsprognose der Schweizerischen Nationalbank, SNB-Quartalsheft, No. 2, S. 54-61
- Keynes, J. M. (1973): *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Reprint, London, Macmillan

²¹ Diese Aussage gilt unter der Voraussetzung, dass es den Unternehmern auch weiterhin nicht gelingt, höhere Körperschaftssteuern auf die Preise zu überwälzen.

- 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
- Muscattelli, A./Hurn, S. (1992): Cointegration and dynamic time series models, *Journal of Economic Surveys* 6 (1), S. 1-43
- Phillips, P. C. B. (1983): Exact Small Sample Theory in the Simultaneous Equations Model, in: Griliches, Z./Intriligator, M. D. (Hg.) *Handbook of Econometrics*, Bd. 1, Amsterdam, North-Holland, S. 449-516
- SNB (1999): Geldpolitische Beschlüsse der Schweizerischen Nationalbank für das Jahr 2000, SNB-Quartalsheft, No. 4, S. 8-23
- Stalder, P. (2003): Entkopplung der Mieten vom Hypozins: Implikationen der Mietrechtsrevision für die Geldpolitik, in: SNB-Quartalsheft, No. 3/03, S. 45-57
- Van Els, P./Locarno, A./Morgan, J./Viletelle, J. P. (2001): Monetary policy transmission in the euro area: what do aggregate and national structural models tell us?, *European Central Bank Working Paper Series*, No. 94
- Varvares, C., Prakken, J. and Guirl, L. (1998): Macro modeling with chain-type GDP, *Annali di Statistica, Serie X – vol. 15*, S. 59-76
- Wold, H. (1965): A Fix-Point theorem with econometric background, I-II, *Arkiv för Matematik* 6, S. 209-240
- Wold, H. (ed.) (1981): *The Fix-Point Approach to Interdependent Systems*, Amsterdam, North Holland

Appendix: Documentation of the behavioural equations of the Swiss model

A) List of variables and abbreviations

BOT	Balance of trade
BUDBAL	Balance of the government budget (federal, state, and local)
CHF3M	Three-months interest rate, Euromarket, Swiss Francs (LIBOR)
COEFR	Compensation of employees paid out to foreign residents
CONSG	Government consumption at 1990 prices
CONSP	Private consumption at 1990 prices
CPI	Consumer price index
CPIPIOECD	Ratio: Swiss consumer price index over OECD GDP deflator
CREDIT	Stock of credit issued by domestic banks
DEPC	Depreciation, construction at 1990 prices
DEPME	Depreciation, machinery and equipment at 1990 prices
DMY00	Dummy variable, 2000 = 1
DMY01	Dummy variable, 2001 = 1
DMY8081	Dummy variable, 1980+1981 = 1
DMY8099	Dummy variable, 1980-1999 = 1
DMY8284	Dummy variable, 1982-1984 = 1
DMY8291	Dummy variable, 1982+1991 = 1
DMY8695	Dummy variable 1986+1995 = 1
DMY9193	Dummy variable, 1991+1993 = 1
DMY9196	Dummy variable, 1991+1996 = 1
DMY9201	Dummy variable, 1992+2001 = 1
DMY9495	Dummy variable, 1994-1995 = 1
DMY96	Dummy variable, 1996 = 1
DMY9798	Dummy variable, 1997-1998 = 1
DMY9800	Dummy variable, 1998+2000 = 1
DMY9899	Dummy variable, 1998-1999 = 1
DMYZ1	Dummy variable, 1980+1982+1988 = 1 (indicating a monetary easing in the short rate)
DMYZ2	Dummy variable, 1981+1993+1998 = 1 (indicating a monetary easing in the long rate)
EUR3M	Three-months interest rate, Euromarket, euros (before 1999 Deutschmarks)
FDIIS	Stock of foreign direct investment inside Switzerland
FDIRET	Return on Swiss foreign direct investments
FTE	Number of full-time equivalents
GDPN	GDP at current prices
GDPOGC	GDP excluding government consumption at 1990 prices
GMT	Goods market tightness variable (ratio of output gap over potential output)
GOSME	Gross operating surplus / Mixed income
GRULC	Growth rate of unit labour costs
HID	Household income from dividends
HII	Household income from interest payments
HISB	Household income from social benefits
ICBUS	Gross business construction investments at 1990 prices
ICOM	Number of international commuters working in Switzerland
IEAWFA	Income from entrepreneurial activity and wealth received from abroad
IEAWFR	Income from entrepreneurial activity and wealth paid out to foreign residents
IECFD	Sum of import elastic components of final demand at 1990 prices
IECFDPC	Sum of import elastic components of final demand at 1990 prices, per capita
IGAP	Interest rate gap euro area minus Switzerland (based on short rates)
IHOUSE	Gross residential construction investments at 1990 prices
IIPP	Index of increase in pension payments
IME	Gross capital formation, machinery and equipment at 1990 prices
INTEREST	Sum of short and long interest rate
IPGOV	Interest payments by the government
IPHH	Interest payments by the household sector
ITR	Average income tax rate, individuals
JJ	Labour market tightness variable (ratio of labour demand over potential labour force)
KC	Capital stock, construction
KD	Capital stock, dwellings
KME	Capital stock, machinery and equipment
LD	Labour demand
LRATE	Swiss bond rate
LRATEGE	German bond rate
MCPC	Imports of commodities at 1990 prices, per capita
MI	Mixed income
MONE	Quantity of money M1
MRATE	Mortgage interest rate
MS	Imports of services at 1990 prices
NERI	Nominal exchange rate index

NERIPI	Ratio: Nominal exchange rate index over price index of commodity imports
NETPROF	Net profits
NWI	Nominal wage index
NWWH	Normal weekly working hours
OGAP	Output gap
OP	Number of occupied persons
PIC	Price index, constructions
PIGC	Price index, government consumption
PIGDP	GDP deflator
PIGDPA	GDP deflator, adjusted for value added tax
PIMC	Price index, imports of commodities
PIME	Price index, machinery and equipment
PIMS	Price index, imports of services
PIMSCPI	Ratio: price index of service imports over consumer price index
PIOECD	GDP deflator, OECD countries
PISH	Share price index
PIXC	Price index, exports of commodities
PIXS	Price index, exports of services
PRM	Labour force participation rate, men
PROD	Labour productivity
PRW	Labour force participation rate, women
RERI	Real exchange rate index
RETBI	Return on this year's bond issues
RWIM	Real wage index for male employees
SHARES	Value of Swiss shares
T	Trend
UBPC	Unemployment benefits, per capita
VOB	Value of outstanding Swiss bonds
VWT	Volume of world trade at 1995 prices
WAS	Wages and salaries
XC	Exports of commodities at 1990 prices
XRFREUR	Exchange rate Swiss Franc / euro (before 1999: Ecu)
XRFRUSD	Exchange rate Swiss Franc / US dollar
XS	Exports of services at 1990 prices
YDISPR	Disposable household income, deflated with the CPI
YTRANSR	Disposable household income accruing to recipients of transfers, deflated with the CPI
YWAGER	Disposable household income accruing to employed persons, deflated with the CPI
ZZ	Labour market tightness variable (cf. FAIR 1994, p. 52)

B) Estimation output (produced by MEBA software)

GENERAL DEFINITIONS

D(X) = X - LAG(X,1)
 L(X) = LN(X)
 Q(X) = 0.5*(X + LAG(X,1))

ESTIMATION METHOD : FIX-POINT
 ESTIMATION PERIOD : 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : PRW

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
T		I	0.1278	I
INTERCEPT		I	-10.1745	I
PRW	1	I	0.6951	I
JJ		I	0.0277	I
DMY9196		I	1.1579	I

ESTIMATION METHOD: OLS
 ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 1.3682
 DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.2547
 R-SQUARED : 0.9957
 ADJUSTED R-SQUARED : 0.9943
 F-TEST : 919.3090

DEPENDENT VARIABLE : PRW

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
T		I	0.1324	I	0.0358	I	3.6931	I
INTERCEPT		I	-10.7296	I	3.5494	I	-3.0229	I
PRW	1	I	0.6858	I	0.0568	I	12.0708	I
JJ		I	0.0288	I	0.0039	I	7.4274	I
DMY9196		I	1.0738	I	0.2263	I	4.7459	I

ESTIMATION METHOD : FIX-POINT
 ESTIMATION PERIOD : 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE: PRM

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
T		I	-0.3929	I
INTERCEPT		I	44.3172	I
RWIM*0.001		I	150.3347	I
DMY8284		I	-0.8311	I
DMY9193		I	0.9780	I

ESTIMATION METHOD: OLS
 ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 1.4179
 DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.6448
 R-SQUARED : 0.9536
 ADJUSTED R-SQUARED : 0.9391
 F-TEST : 82.1990

DEPENDENT VARIABLE: PRM

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
T		I	-0.3354	I	0.0284	I	-11.8166	I
INTERCEPT		I	53.4578	I	4.9761	I	10.7429	I
RWIM*0.001		I	112.5173	I	20.3687	I	5.5240	I
DMY8284		I	-0.7857	I	0.2358	I	-3.3315	I
DMY9193		I	1.1818	I	0.2371	I	4.9852	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
 ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : PISH

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
T		I	9.9293	I
INTERCEPT		I	483.0626	I
LRATE		I	-18.5836	I
RERI		I	-5.4842	I
NETPROF*0.001	1	I	3.3344	I
DMY00		I	51.5221	I

ESTIMATION METHOD: OLS
 ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 3575.6682
 DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.7361
 R-SQUARED : 0.9721
 ADJUSTED R-SQUARED : 0.9609
 F-TEST : 104.4514

DEPENDENT VARIABLE : PISH

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
T		I	9.0163	I	1.1701	I	7.7058	I
INTERCEPT		I	397.6482	I	89.2329	I	4.4563	I
LRATE		I	-19.6333	I	4.3818	I	-4.4807	I
RERI		I	-4.5898	I	0.8886	I	-5.1650	I
NETPROF*0.001	1	I	3.7159	I	1.3752	I	2.7022	I
DMY00		I	48.7319	I	17.7904	I	2.7392	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : LD
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 10391.0488 I
NWI I -0.4571 I
NWWH I -189.6965 I
Q (PROD) I -6.3365 I
Q (GDPOGC) *0.01 I 0.5724 I
CONSG*0.01 I 2.9034 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 3667.9719
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.6512
R-SQUARED : 0.9971
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9960
F-TEST : 1034.5306

DEPENDENT VARIABLE : LD

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 9215.1835 I 1868.3566 I 4.9322 I
NWI I -0.3099 I 0.1641 I -1.8887 I
NWWH I -165.2739 I 40.4216 I -4.0888 I
Q (PROD) I -8.4536 I 2.9611 I -2.8549 I
Q (GDPOGC) *0.01 I 0.7126 I 0.1801 I 3.9566 I
CONSG*0.01 I 2.1954 I 1.1728 I 1.8718 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(FTE)
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 163.6776 I
D(OP) I 0.8737 I
FTE*0.01 1 I -6.0526 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 4221.4956
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.8640
R-SQUARED : 0.9036
ADJUSTED R-SQUARED : 0.8876
F-TEST : 84.3771

DEPENDENT VARIABLE : D(FTE)

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 160.8362 I 82.1525 I 1.9578 I
D(OP) I 0.9204 I 0.0762 I 12.0754 I
FTE*0.01 1 I -6.0255 I 2.6910 I -2.2391 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : WAS
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -2633.8273 I
WAS 1 I 1.0224 I
D(NWI) I 77.9278 I
D(OP) I 46.6300 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 35792212.0000
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.0162
R-SQUARED : 0.9988
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9985
F-TEST : 4569.6684

DEPENDENT VARIABLE : WAS

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -2804.7895 I 1840.3953 I -1.5240 I
WAS 1 I 1.0235 I 0.0095 I 108.0078 I
D(NWI) I 74.4393 I 12.8624 I 5.7873 I
D(OP) I 50.2630 I 7.5839 I 6.6276 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(NWI)
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -999.1636 I
D(CPI) I 11.0388 I
D(JJ)*0.001 I 2.6857 I
D(ITR) I 1.3587 I
NWI 1 I -0.7705 I
JJ 1 I 1.0068 I
CPI 1 I 13.5024 I
DMY01 I 16.1317 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 100.3340
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.4678
R-SQUARED : 0.9933
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9892
F-TEST : 276.9140

DEPENDENT VARIABLE : D(NWI)

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -1029.3808 I 91.8610 I -11.2059 I
D(CPI) I 10.3873 I 0.8890 I 11.6843 I
D(JJ)*0.001 I 2.6973 I 0.7010 I 3.8479 I
D(ITR) I 2.7507 I 1.1359 I 2.4216 I
NWI 1 I -0.7727 I 0.0988 I -7.8232 I
JJ 1 I 1.0533 I 0.0884 I 11.9172 I
CPI 1 I 13.4349 I 1.8159 I 7.3987 I
DMY01 I 28.3209 I 3.0763 I 9.2062 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE: L(RWIM)
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 2.9147 I
L(NWI) I 0.8814 I
L(CPI) I -0.8369 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 0.0010
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 0.8589
R-SQUARED : 0.9640
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9580
F-TEST : 240.7671
DEPENDENT VARIABLE : L(RWIM)

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 2.9410 I 0.2884 I 10.1980 I
L(NWI) I 0.9033 I 0.1551 I 5.8247 I
L(CPI) I -0.8230 I 0.1864 I -4.4156 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : HID
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -3612.2714 I
SHARES I 0.1545 I
NETPROF I 0.1359 I
PISH I 20.5135 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 12151456.0000
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.9355
R-SQUARED : 0.9723
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9658
F-TEST : 199.2478
DEPENDENT VARIABLE : HID

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -3308.8298 I 1402.3016 I -2.3596 I
SHARES I 0.1440 I 0.0232 I 6.2136 I
NETPROF I 0.1248 I 0.0437 I 2.8562 I
PISH I 24.6922 I 4.7062 I 5.2468 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : COEFR
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -2926.0461 I
COEFR 1 I 0.2541 I
NWI I 2.5500 I
ICOM*0.001 I 35.8398 I
DMY8099 I -1144.0781 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 54443.8007
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.9771
R-SQUARED : 0.9994
R-SQUARED ADJUSTED : 0.9993
F-TEST : 7084.7148
DEPENDENT VARIABLE : COEFR

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -2930.9208 I 311.2035 I -9.4180 I
COEFR 1 I 0.2553 I 0.0435 I 5.8693 I
NWI I 2.5482 I 0.2583 I 9.8667 I
ICOM*0.001 I 35.8022 I 1.4088 I 25.4135 I
DMY8099 I -1136.6234 I 48.9682 I -23.2114 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE: L(IEAWFA)
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 1.0374 I
L(IEAWFA) 1 I 0.5861 I
L(FDIRET) I 0.2482 I
D(NERI)*0.01 I -0.9400 I
DMY9800 I 0.2974 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 0.0779
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.5763
R-SQUARED : 0.9804
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9743
F-TEST : 200.1359
DEPENDENT VARIABLE : L(IEAWFA)

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 1.0501 I 0.4460 I 2.3545 I
L(IEAWFA) 1 I 0.5932 I 0.0921 I 6.4431 I
L(FDIRET) I 0.2424 I 0.0772 I 3.1404 I
D(NERI)*0.01 I -1.1370 I 0.4301 I -2.6438 I
DMY9800 I 0.2807 I 0.0578 I 4.8541 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(IEAWFR)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	1867.7283	I
D(FDIIS)		I	0.3806	I
D(INTEREST)		I	744.9775	I
IEAWFR	1	I	-0.1654	I
DMY9800		I	13910.8544	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID	:	43710088.0000
DURBIN WATSON COEFFICIENT	:	2.3409
R-SQUARED	:	0.9400
ADJUSTED R-SQUARED	:	0.9212
F-TEST	:	62.6502

DEPENDENT VARIABLE : D(IEAWFR)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	1685.4409	I	673.5530	I	2.5023	I
D(FDIIS)		I	0.3770	I	0.0790	I	4.7733	I
D(INTEREST)		I	751.4545	I	153.2335	I	4.9040	I
IEAWFR	1	I	-0.1542	I	0.0367	I	-4.1973	I
DMY9800		I	13860.4003	I	1467.8909	I	9.4424	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(MI)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	2809.3503	I
MI*0.01	1	I	-5.4559	I
D(GOSME)		I	0.0882	I
DMY9798		I	-2109.1118	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID	:	5903328.5000
DURBIN WATSON COEFFICIENT	:	1.9025
R-SQUARED	:	0.7941
ADJUSTED R-SQUARED	:	0.7457
F-TEST	:	21.8564

DEPENDENT VARIABLE : D(MI)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	2262.3852	I	770.6817	I	2.9356	I
MI*0.01	1	I	-4.7965	I	2.0182	I	-2.3766	I
D(GOSME)		I	0.1965	I	0.0404	I	4.8665	I
DMY9798		I	-1806.0494	I	462.8928	I	-3.9017	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(HISB)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	587.6171	I
D(UBPC)		I	0.7247	I
D(IIPP)		I	0.1928	I
HISB	1	I	0.0228	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID	:	3682240.7500
DURBIN WATSON COEFFICIENT	:	2.6501
R-SQUARED	:	0.9356
ADJUSTED R-SQUARED	:	0.9204
F-TEST	:	82.2836

DEPENDENT VARIABLE : D(HISB)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	732.4653	I	317.8907	I	2.3041	I
D(UBPC)		I	1.1457	I	0.0906	I	12.6428	I
D(IIPP)		I	0.1257	I	0.0231	I	5.4468	I
HISB	1	I	0.0243	I	0.0050	I	4.8430	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : HII

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	1338.7401	I
VOB*0.01	1	I	2.7834	I
RETBI*0.01		I	4.2303	I
PISH		I	-44.2543	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID	:	20138208.0000
DURBIN WATSON COEFFICIENT	:	1.5478
R-SQUARED	:	0.9281
ADJUSTED R-SQUARED	:	0.9112
F-TEST	:	73.1554

DEPENDENT VARIABLE : HII

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	2478.4785	I	1182.8192	I	2.0954	I
VOB*0.01	1	I	2.7218	I	0.2518	I	10.8103	I
RETBI*0.01		I	3.5940	I	0.6214	I	5.7837	I
PISH		I	-44.4427	I	7.8265	I	-5.6785	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : IPHH
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -411.8615 I
CREDIT*0.01 I 2.1818 I
Q(MRATE) I 2127.8986 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 8213469.0000
DURBINWATSON COEFFICIENT : 1.8210
R-SQUARED : 0.9735
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9691
F-TEST : 330.6771

DEPENDENT VARIABLE : IPHH

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -326.6123 I 970.3230 I -0.3366 I
CREDIT*0.01 I 2.1671 I 0.0945 I 22.9403 I
Q(MRATE) I 2124.6403 I 143.8473 I 14.7701 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : CPI
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -0.7075 I
CPI 1 I 0.2398 I
NWI*0.01 1 I 3.9080 I
PIMC I 0.1688 I
GMT*0.01 1 I -17.8702 I
Q(MRATE) I 0.4605 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 3.9851
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.9082
R-SQUARED : 0.9992
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9989
F-TEST : 3747.7749

DEPENDENT VARIABLE : CPI

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 3.1843 I 5.7790 I 0.5510 I
CPI 1 I 0.5098 I 0.2169 I 2.3506 I
NWI*0.01 1 I 2.4544 I 1.1547 I 2.1256 I
PIMC I 0.0743 I 0.0388 I 1.9176 I
GMT*0.01 1 I -22.4718 I 7.1882 I -3.1262 I
Q(MRATE) I 0.7224 I 0.1457 I 4.9571 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE: D(CONSP)
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 25215.6835 I
D(YWAGER) I 0.7325 I
CONSP 1 I -0.4627 I
YWAGER 1 I 0.4470 I
YTRANSR 1 I 0.2291 I
DMY00 I 2497.0175 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 5543425.3515
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.3076
R-SQUARED : 0.8867
ADJUSTED R-SQUARED : 0.8489
F-TEST : 23.4727

DEPENDENT VARIABLE : D(CONSP)

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 35077.9794 I 8681.3621 I 4.0406 I
D(YWAGER) I 0.6788 I 0.0682 I 9.9522 I
CONSP 1 I -0.6147 I 0.1459 I -4.2140 I
YWAGER 1 I 0.5670 I 0.1346 I 4.2117 I
YTRANSR 1 I 0.3212 I 0.0800 I 4.0162 I
DMY00 I 2222.3076 I 673.1153 I 3.3015 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : PIME
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 30.0540 I
PIME 1 I 0.8654 I
D(NWI)*0.01 I 9.7393 I
Q(NERIPI)*0.01 I -14.1009 I
LRATE I -1.7726 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 35.2126
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.9217
R-SQUARED : 0.9633
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9519
F-TEST : 105.1150

DEPENDENT VARIABLE : PIME

TEXT AG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 33.7487 I 5.1677 I 6.5307 I
PIME 1 I 0.9799 I 0.0645 I 15.1836 I
D(NWI)*0.01 I 6.4182 I 2.3083 I 2.7805 I
Q(NERIPI)*0.01 I -26.5304 I 5.5772 I -4.7569 I
LRATE I -1.9506 I 0.7751 I -2.5167 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : IME
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 7273.2221 I
IME 1 I 0.9791 I
Q(LRATE) I -1265.5236 I
D(OGAP) I -0.2505 I
D(PIME) I -331.0270 I
GRULC I 365.2241 I
DMY9201 I -3421.1691 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 2655476.5000
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.4164
R-SQUARED : 0.9975
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9963
F-TEST : 946.0372

DEPENDENT VARIABLE : IME
TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 8273.4335 I 1056.3164 I 7.8323 I
IME 1 I 0.9435 I 0.0216 I 43.6643 I
Q(LRATE) I -1222.4508 I 142.3815 I -8.5857 I
D(OGAP) I -0.3159 I 0.0327 I -9.6573 I
D(PIME) I -382.0806 I 42.5862 I -8.9719 I
GRULC I 384.9556 I 58.2863 I 6.6046 I
DMY9201 I -3221.9897 I 436.2795 I -7.3852 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : DEPME
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -6382.8349 I
DEPME 1 I 0.6796 I
KME I 109.1150 I
DMY9798 I -544.4063 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 707434.1250
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 0.9947
R-SQUARED : 0.9993
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9992
F-TEST : 8678.1923

DEPENDENT VARIABLE : DEPME
TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -6282.9418 I 408.0667 I -15.3969 I
DEPME 1 I 0.6844 I 0.0189 I 36.2789 I
KME I 107.5673 I 5.6261 I 19.1195 I
DMY9798 I -544.6801 I 158.1554 I -3.4440 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : DEPC
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -522.4611 I
DEPC 1 I 0.7361 I
KC I 12.2887 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 147319.9843
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.5294
R-SQUARED : 0.9997
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9997
F-TEST : 33096.6679

DEPENDENT VARIABLE : DEPC
TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -495.4652 I 217.6180 I -2.2768 I
DEPC 1 I 0.7420 I 0.0372 I 19.9296 I
KC I 12.0211 I 1.7447 I 6.8901 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : ICBUS
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -37460.3164 I
KC 1 I -18.2725 I
FTE I 17.8110 I
Q(IME) I 0.1344 I
Q(LRATE) I -473.0021 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 2539059.2500
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.7061
R-SQUARED : 0.9633
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9518
F-TEST : 104.8815

DEPENDENT VARIABLE: ICBUS
TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -39546.3242 I 3185.2773 I -12.4153 I
KC 1 I -16.2205 I 1.6439 I -9.8668 I
FTE I 18.7633 I 1.4686 I 12.7760 I
Q(IME) I 0.0803 I 0.0323 I 2.4882 I
Q(LRATE) I -507.1906 I 171.6662 I -2.9545 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : PIC
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 17.0144 I
PIC 1 I 0.9063 I
D(NWI)*0.01 I 10.0592 I
LRATE 1 I -2.5891 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 33.7984
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.5346
R-SQUARED : 0.9684
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9609
F-TEST : 173.4619

DEPENDENT VARIABLE : PIC

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 16.6622 I 3.5487 I 4.6952 I
PIC 1 I 0.9152 I 0.0407 I 22.4749 I
D(NWI)*0.01 I 10.6665 I 1.7737 I 6.0137 I
LRATE 1 I -2.7471 I 0.5019 I -5.4729 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : IHOUSE
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 2876.4033 I
IHOUSE 1 I 0.5429 I
YDISPR 1 I 0.1433 I
KD 1 I -65.2808 I
MRATE I -706.8729 I
DMY9495 I 2837.4333 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 7164477.5000
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.5214
R-SQUARED : 0.8681
ADJUSTED R-SQUARED : 0.8154
F-TEST : 19.7521

DEPENDENT VARIABLE : IHOUSE

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 2158.6037 I 3283.2990 I 0.6574 I
IHOUSE 1 I 0.5528 I 0.1443 I 3.8313 I
YDISPR 1 I 0.1567 I 0.0585 I 2.6768 I
KD 1 I -71.4643 I 29.1694 I -2.4500 I
MRATE I -756.1509 I 271.6121 I -2.7839 I
DMY9495 I 2780.1215 I 545.6471 I 5.0951 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : CHF3M
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 0.5076 I
MONE*0.01 I 1.6135 I
EUR3M I 0.6855 I
ZZ I 31.4394 I
DMYZ1 I -1.8123 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 2.7335
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.8649
R-SQUARED : 0.9763
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9689
F-TEST : 165.0165

DEPENDENT VARIABLE : CHF3ME

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 0.8533 I 0.5979 I 1.4272 I
MONE*0.01 I 1.3546 I 0.4115 I 3.2916 I
EUR3M I 0.6728 I 0.0538 I 12.5123 I
ZZ I 30.2600 I 4.1667 I 7.2623 I
DMYZ1 I -1.8649 I 0.3274 I -5.6954 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : MONE
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 32.0536 I
MONE 1 I 0.7644 I
GDPN*0.00001 I 11.7881 I
LRATE I -7.2701 I

ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 196.9837
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.1547
R-SQUARED : 0.9951
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9939
F-TEST : 1140.1108

DEPENDENT VARIABLE : MONE

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 33.3610 I 5.7573 I 5.7946 I
MONE 1 I 0.6777 I 0.0580 I 11.6884 I
GDPN*0.00001 I 16.1811 I 3.1308 I 5.1684 I
LRATE I -8.1909 I 1.0258 I -7.9851 I

ESTIMATION METHOD: OLS

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 0.3143
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.5573
R-SQUARED : 0.9874
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9835
F-TEST : 313.3101

DEPENDENT VARIABLE : MRATE

TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 0.5802 I
Q(LRATE) I 0.8545 I
CHF3M I 0.1563 I
DMY8081 I -1.5636 I
DMY8099 I 0.4954 I

DEPENDENT VARIABLE : MRATE

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 0.8149 I 0.2188 I 3.7249 I
Q(LRATE) I 0.8372 I 0.0745 I 11.2351 I
CHF3M I 0.1523 I 0.0310 I 4.9198 I
DMY8081 I -1.2977 I 0.1816 I -7.1451 I
DMY8099 I 0.3289 I 0.1120 I 2.9360 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : LRATE

SUM SQUARED RESID : 0.7837
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.0101
R-SQUARED : 0.9625
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9508
F-TEST : 102.6995

TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -1.8009 I
CHF3M I 0.3261 I
LRATEGE I 0.3321 I
PIGDPA 1 I 0.0280 I
DMYZ2 I -0.7195 I

DEPENDENT VARIABLE: LRATE

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -0.9988 I 0.7780 I -1.2838 I
CHF3M I 0.3457 I 0.0372 I 9.2951 I
LRATEGE I 0.2629 I 0.0731 I 3.5976 I
PIGDPA 1 I 0.0234 I 0.0047 I 4.9401 I
DMYZ2 I -0.5462 I 0.1391 I -3.9256 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(PIGC)

SUM SQUARED RESID : 7.5019
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.2072
R-SQUARED : 0.9089
ADJUSTED R-SQUARED : 0.8804
F-TEST : 39.8877

TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 8.2536 I
D(Q(NWI))*0.01 I 8.1843 I
D(PIGDP) I 0.0355 I
PIGC 1 I -0.8972 I
PIGDP 1 I 0.7828 I

DEPENDENT VARIABLE : D(PIGC)

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 5.7983 I 1.6986 I 3.4136 I
D(Q(NWI))*0.01 I 5.7621 I 1.3979 I 4.1221 I
D(PIGDP) I 0.5149 I 0.2258 I 2.2804 I
PIGC 1 I -0.7712 I 0.1429 I -5.3987 I
PIGDP 1 I 0.6834 I 0.1295 I 5.2787 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : IPGOV

SUM SQUARED RESID : 331185.9062
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.2773
R-SQUARED : 0.9957
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9943
F-TEST : 924.5725

TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -456.7138 I
IPGOV 1 I 0.9850 I
BUDBAL*0.01 I -4.5880 I
LRATE I 128.5024 I
DMY96 I -479.9810 I

DEPENDENT VARIABLE : IPGOV

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -620.1854 I 293.2637 I -2.1148 I
IPGOV 1 I 0.9960 I 0.0236 I 42.2581 I
BUDBAL*0.01 I -4.2153 I 0.7964 I -5.2931 I
LRATE I 155.0898 I 46.6142 I 3.3271 I
DMY96 I -518.7785 I 154.7448 I -3.3525 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : XS
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 4295.3208 I
D(PISH) I 25.2166 I
D(XC) I 0.0989 I
XS 1 I 0.4070 I
PISH 1 I 30.4365 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 9441966.0000
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.2801
R-SQUARED : 0.9717
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9628
F-TEST : 137.1819

DEPENDENT VARIABLE : XS

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 3858.8027 I 1090.0776 I 3.5399 I
D(PISH) I 22.0544 I 10.1862 I 2.1651 I
D(XC) I 0.1263 I 0.0573 I 2.2022 I
XS 1 I 0.4815 I 0.1439 I 3.3470 I
PISH 1 I 25.0022 I 7.4733 I 3.3456 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : PIXS
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 0.1501 I
PIXS 1 I 0.9946 I
D(NWI) I 0.0613 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 8.9859
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.0103
R-SQUARED : 0.9983
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9981
F-TEST : 5384.4472

DEPENDENT VARIABLE : PIXS

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 0.3033 I 1.2218 I 0.2482 I
PIXS 1 I 0.9937 I 0.0104 I 95.1881 I
D(NWI) I 0.0600 I 0.0066 I 9.1571 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : XC
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 32689.6757 I
XC 1 I 0.8913 I
VWT I 5.5058 I
RERI I -357.0499 I
DMY8291 I -6555.5078 I
DMY00 I 9148.1259 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 49537888.0000
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.8737
R-SQUARED : 0.9942
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9919
F-TEST : 518.6742

DEPENDENT VARIABLE : XC

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 34190.9140 I 10274.8457 I 3.3276 I
XC 1 I 0.8894 I 0.0492 I 18.0911 I
VWT I 5.8529 I 1.6876 I 3.4683 I
RERI I -380.5426 I 120.3744 I -3.1613 I
DMY8291 I -6106.8286 I 1382.4364 I -4.4174 I
DMY00 I 8437.0517 I 2084.0456 I 4.0484 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE: PIXC
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 51.0307 I
PIXC 1 I 0.5114 I
PIGDPA I 0.3083 I
RERI I -0.3360 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 17.9658
R-SQUARED : 0.9856
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9823
F-TEST : 388.9035

DEPENDENT VARIABLE : PIXC

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 53.8953 I 6.7497 I 7.9849 I
PIXC 1 I 0.5249 I 0.1047 I 5.0116 I
PIGDPA I 0.3188 I 0.0691 I 4.6108 I
RERI I -0.3897 I 0.0623 I -6.2536 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : MS

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	3447.1982	I
IECFD*0.01		I	0.9010	I
PIMSCPI*0.01		I	-2083.5561	I
DMY8097		I	-1671.3724	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 574753.9375
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.7416
R-SQUARED : 0.9819
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9777
F-TEST : 307.8307

DEPENDENT VARIABLE : MS

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	2867.8674	I	1306.8408	I	2.1945	I
IECFD*0.01		I	1.0184	I	0.2464	I	4.1337	I
PIMSCPI*0.01		I	-1955.1754	I	471.5322	I	-4.1464	I
DMY8097		I	-1571.1971	I	193.0084	I	-8.1406	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(PIMS)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	61.1336	I
PIMS	1	I	-0.2004	I
D(NERI)		I	-0.9549	I
PIOECD	1	I	0.2451	I
NERI	1	I	-0.6547	I
DMY8695		I	-15.0470	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 80.8465
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.8158
R-SQUARED : 0.9225
ADJUSTED R-SQUARED : 0.8915
F-TEST : 35.7241

DEPENDENT VARIABLE : D(PIMS)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	67.6356	I	16.1744	I	4.1816	I
PIMS	1	I	-0.2440	I	0.0969	I	-2.5172	I
D(NERI)		I	-1.1279	I	0.1910	I	-5.9044	I
PIOECD	1	I	0.2547	I	0.0807	I	3.1570	I
NERI	1	I	-0.6903	I	0.1748	I	-3.9498	I
DMY8695		I	-11.3494	I	2.1440	I	-5.2935	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : MCPC

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	-10.7516	I
IECFDPC		I	0.6595	I
PIMC		I	-0.0552	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 0.9896
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.2668
R-SQUARED : 0.9951
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9943
F-TEST : 1841.5870

DEPENDENT VARIABLE : MCPC

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	-11.0686	I	1.4580	I	-7.5916	I
IECFDPC		I	0.6662	I	0.0110	I	60.5050	I
PIMC		I	-0.0551	I	0.0141	I	-3.9085	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(PIMC)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I
INTERCEPT		I	16.9418	I
PIMC	1	I	-0.2072	I
D(NERI)		I	-0.6377	I
D(L(PIOECD))		I	127.6207	I
DMY9899		I	-3.8247	I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 62.9907
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.9248
R-SQUARED : 0.8211
ADJUSTED R-SQUARED : 0.7652
F-TEST : 18.3571

DEPENDENT VARIABLE : D(PIMC)

TEXT	LAG	I	COEFFICIENT	I	STAND.DEV.	I	T-TEST	I
INTERCEPT		I	21.7282	I	13.2975	I	1.6340	I
PIMC	1	I	-0.2510	I	0.1332	I	-1.8844	I
D(NERI)		I	-0.6945	I	0.1244	I	-5.5842	I
D(L(PIOECD))		I	113.1491	I	38.8379	I	2.9134	I
DMY9899		I	-3.8031	I	1.5001	I	-2.5352	I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : XRFREUR
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 1.7272 I
IGAP*0.01 I 5.1236 I
BOT*0.001 1 I -0.0151 I
DMY8081 I 0.2277 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 0.0255
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.3666
R-SQUARED : 0.9512
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9397
F-TEST : 110.4207

DEPENDENT VARIABLE : XRFREUR

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 1.7315 I 0.0152 I 114.0041 I
IGAP*0.01 I 5.0038 I 1.0656 I 4.6956 I
BOT*0.001 1 I -0.0154 I 0.0011 I -13.8112 I
DMY8081 I 0.1971 I 0.0462 I 4.2691 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : NERI
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I 164.6495 I
XRFRUSD I -9.4306 I
XRFREUR I -32.7861 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 19.4612
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 1.5008
R-SQUARED : 0.9833
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9805
F-TEST : 529.7213

DEPENDENT VARIABLE : NERI

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I 166.1765 I 2.5652 I 64.7820 I
XRFRUSD I -7.1851 I 0.8344 I -8.6108 I
XRFREUR I -35.7767 I 1.8048 I -19.8226 I

ESTIMATION METHOD: FIX-POINT
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

DEPENDENT VARIABLE : D(RERI)
TEXT LAG I COEFFICIENT I
-----I-----I
INTERCEPT I -22.2741 I
D(NERI) I 0.8785 I
D(CPIPIOECD) I 0.2035 I
RERI 1 I -0.2819 I
NERI 1 I 0.2922 I
CPIPIOECD 1 I 0.1919 I

ESTIMATION METHOD: OLS
ESTIMATION PERIOD: 1981-2001

SUM SQUARED RESID : 7.9714
DURBIN WATSON COEFFICIENT : 2.0139
R-SQUARED : 0.9748
ADJUSTED R-SQUARED : 0.9648
F-TEST : 116.1654

DEPENDENT VARIABLE : D(RERI)

TEXT LAG I COEFFICIENT I STAND.DEV. I T-TEST I
-----I-----I-----I-----I
INTERCEPT I -12.8849 I 8.8925 I -1.4490 I
D(NERI) I 0.9881 I 0.0476 I 20.7707 I
D(CPIPIOECD) I 0.4216 I 0.1244 I 3.3903 I
RERI 1 I -0.3215 I 0.1514 I -2.1240 I
NERI 1 I 0.3045 I 0.1226 I 2.4830 I
CPIPIOECD 1 I 0.1354 I 0.0907 I 1.4930 I