

Meinhardt, Volker; Rietzler, Katja; Zwiener, Rudolf

Research Report

Konjunktur und Rentenversicherung - gegenseitige Abhängigkeiten und mögliche Veränderungen durch diskretionäre Maßnahmen

IMK Study, No. 3/2009

Provided in Cooperation with:

Macroeconomic Policy Institute (IMK) at the Hans Boeckler Foundation

Suggested Citation: Meinhardt, Volker; Rietzler, Katja; Zwiener, Rudolf (2009) : Konjunktur und Rentenversicherung - gegenseitige Abhängigkeiten und mögliche Veränderungen durch diskretionäre Maßnahmen, IMK Study, No. 3/2009, Hans-Böckler-Stiftung, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK), Düsseldorf, <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-20091104864>

This Version is available at:
<http://hdl.handle.net/10419/106227>

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.



Institut für Makroökonomie
und Konjunkturforschung
Macroeconomic Policy Institute

Studies

3/2009

Konjunktur und Rentenversicherung – gegenseitige Abhängigkeiten und mögliche Veränderungen durch diskretionäre Maßnahmen

Volker Meinhardt
Katja Rietzler
Rudolf Zwiener

unter Mitarbeit von
Jan Behringer
Barbara Kunert
Johannes Thema

Endbericht

Forschungsbericht im Auftrag
Deutsche Rentenversicherung Bund

Juli 2009

Hans-Böckler-Straße 39
D-40476 Düsseldorf
Germany
Phone: +49-211-7778-331
IMK@boeckler.de
<http://www.imk-boeckler.de>

**Hans Böckler
Stiftung**

Fakten für eine faire Arbeitswelt.

Konjunktur und Rentenversicherung – gegenseitige Abhängigkeiten und mögliche Veränderungen durch diskretionäre Maßnahmen

**Volker Meinhardt
Katja Rietzler
Rudolf Zwiener**

**unter Mitarbeit von
Jan Behringer
Barbara Kunert
Johannes Thema**

**Endbericht
Forschungsbericht im Auftrag
Deutsche Rentenversicherung Bund**

Juli 2009

INHALT

1	Einleitung	5
2	Gesetzliche Rahmenbedingungen der Rentenversicherung	8
3	Interaktion von Konjunktur und Rentenversicherung – Zur Modellierung der Wirkungszusammenhänge	13
3.1	Vorbemerkung	13
3.2	Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung	13
3.3	Einflüsse auf die Konjunktur	14
3.4	Datensätze für das Rentenmodell	16
3.5	Modellierung der Zusammenhänge	17
3.6	Konjunktur und Rentenversicherung: Simulationsergebnisse	32
4	Zur Konjunkturstabilisierung durch die Rentenversicherung – ökonomische Simulationsergebnisse	39
4.1	Vorbemerkung	39
4.2	Maßstab für die Konjunkturstabilisierung der Rentenversicherung	39
4.3	Wirkungen einer längeren Anpassungsfrist für die Rentenzahlungen	43
4.4	Wirkung des Nachhaltigkeitsfaktors	47
4.5	Stabilisierungswirkungen nur gering?	50
5	Auswirkungen von Rentenniveauabsenkung und Teilumstellung auf Kapitaldeckung – theoretische und empirische Analysen zum Einfluss auf Sparquote, Konjunktur und Rentenversicherung	52
5.1	Zur Fragestellung	52
5.2	Zum Einfluss einer Systemänderung auf Sparquote und Wachstum	53
5.3	Bisherige Studien zu Riesterreform und Ersparnis	55
5.4	Empirische Analysen	55
5.5	Zwischenfazit	68
6	Fazit	69
7	Literaturverzeichnis	72
Anhang		76
	Modell der Gesetzlichen Rentenversicherung	

VERZEICHNIS DER ABBILDUNGEN

3.1 Gesamtwirtschaftliches Modell	19
3.2 Modellierung der Einnahmenseite	20
3.3 Einnahmen der Rentenversicherung	21
3.4 Modellierung der Ausgabenseite	23
3.5 Ausgaben der Rentenversicherung	25
3.6 Anpassungsgüte des Rentenmodells – Abweichungen in Mrd. € pro Quartal bzw. in € pro Monat (Bruttobetrag) –	26
3.7 Anpassungsgüte des Gesamtmodells – Abweichungen in Mrd. € –	27
3.8 Lohnschock I (nur Rentenmodell) – Abweichungen in % gegenüber Status quo –	29
3.9 Lohnschock II (nur Rentenmodell) – Abweichungen in Mrd. € vom Status quo –	30
3.10 Beschäftigungsschock I (nur Rentenmodell) – Abweichungen in % gegenüber Status quo –	31
3.11 Beschäftigungsschock II (nur Rentenmodell) – Abweichungen in Mrd. € gegenüber Status quo –	32
3.12 Exportschock I (Gesamtmodell) – Abweichungen in % gegenüber Status quo –	33
3.13 ExportschockII (Gesamtmodell) – Abweichungen gegenüber Status quo in % –	34
4.1 Exportschock ohne Konjunkturstabilisierung durch die RV – Abweichungen in % von der Basissimulation –	41
4.2 Exporteinbruch ohne Konjunkturstabilisierung durch RV – Differenz der jeweiligen Wirkungen in Mrd. € –	42
4.3 Konjunkturstabilisierung bei langer Anpassungsfrist – Abweichungen in % gegenüber Basissimulation –	45
4.4 Konjunkturstabilisierung bei langer Anpassungsfrist – Differenz der Simulationen in Mrd. € –	46
4.5 Geringere Konjunkturstabilisierung mit Nachhaltigkeitsfaktor – Abweichungen gegenüber Basissimulation in % –	48
4.6 Geringere Konjunkturstabilisierung durch Nachhaltigkeitsfaktor – Differenzen der Simulationen in Mrd. € –	49
5.1 Sparquote der privaten Haushalte	56
5.2 Simulation der Sparquote ohne Effekte der Rentenreform und eines erhöhten Vorsorgesparens (Einzelgleichung) – Abweichung gegenüber Status quo Simulation –	64
5.3 Gesamtwirtschaftliche Wirkungen von Riesterreform und erhöhtem Vorsorgesparen – Abweichungen gegenüber Basissimulation in % –	67
5.4 Wirkungen von Riesterreform und erhöhtem Vorsorgesparen auf die Finanzierungssalden – Abweichungen gegenüber Basissimulation in Mrd. € –	68

VERZEICHNIS DER TABELLEN

3.1 Pflichtbeiträge in der GRV (ohne Knappschaft)	21
3.2 Durchschnittliche Rentenzahlungen in der GRV (ohne Knappschaft)	24
4.1 Modifizierte Rentenformel mit sofortiger Rentenanpassung (Benchmark)	40
4.2 Exporteinbruch ohne Konjunkturstabilisierung durch RV – Abweichungen in Mrd. € jeweils gegenüber Basissimulation –	43
4.3 Modifizierte Rentenformel mit langer Anpassungsfrist	44
4.4 Konjunkturstabilisierung bei langer Anpassungsfrist – Abweichungen in Mrd. € jeweils gegenüber Basissimulation –	46
4.5 Rentenformel mit Nachhaltigkeitsfaktor ab 1992	47
4.6 Geringere Konjunkturstabilisierung durch Nachhaltigkeitsfaktor – Abweichungen in Mrd. € jeweils gegenüber Basissimulation –	49
5.1 Einkommensverteilung und Sparquote	58
5.2 Überblick über Riesterverträge und Riesterförderung	59
5.3 Mögliche erklärende Variable zur Schätzung der Sparquote	61
5.4 Einzelgleichung der saisonbereinigten Sparquote	63
5.5 Erklärung des Anstiegs der Sparquote zwischen 2001 und 2008 durch Einzelgleichung	64
5.6 Schätzgleichung für den privaten Verbrauch	66

1 Einleitung

Bei den Diskussionen über die langfristig erwartete Belastung der Rentenversicherung durch die demografische Entwicklung und die sich daraus ergebende Beitragshöhe wurde auf makroökonomische Analysen für die kurze Frist kein besonderer Wert gelegt. Mit der Einführung des Altersvorsorgeanteils und des Nachhaltigkeitsfaktors in die Rentenformel, beides Maßnahmen, mit denen das Rentenniveau gesenkt wird, und der Heraufsetzung des Renteneintrittsalters sollte für die Zukunft ein Anstieg des Beitragssatzes zur Rentenversicherung auf über 22 % auch bei einer steigenden Zahl an Rentenempfängern ausgeschlossen werden. Mittelfristig soll der Beitragssatz sogar auf 19,1 % gesenkt werden. Dies wurde zum einen mit Blick auf die internationale Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen in Deutschland und zum zweiten mit der Generationengerechtigkeit begründet. Zudem wurden Diskussionen aus dem internationalen Umfeld aufgenommen, die – verkürzt dargestellt – aus Effizienzgründen zumindest eine Ergänzung des umlagefinanzierten Rentensystems durch eine kapitalgedeckte Zusatzversicherung für angebracht hielten (z.B. World Bank 1994). Damit wurde ein grundsätzlicher Zielwechsel für die Beitragsentwicklung eingeleitet, von der Rentenniveausicherung zur Beitragssatzstabilität. Kaum Aufmerksamkeit schenkte man dabei den makroökonomischen Auswirkungen niedrigerer Transferzahlungen auf die Binnennachfrage und damit auf die konjunkturelle Entwicklung. Keine besondere Rolle spielte in der Diskussion auch die Tatsache, dass erst durch die Folgewirkungen der Deutschen Einheit – hohe Arbeitslosigkeit, viele Frühverrentungszugänge in Ostdeutschland, schlechte Einnahme-Ausgaberektion in den neuen Bundesländern und damit einem hohen Finanzausgleich zwischen Rentenversicherung West und Ost – die gesetzliche Rentenversicherung in Finanzierungsnöte geraten war und Beitragssatzanhebungen notwendig waren (Meinhardt, 1997).

Vor allem aber waren bei der eher als langfristig angesehenen Neujustierung der Rentenversicherung die Auswirkungen der Rentenanpassungen und der Beitragssatzänderungen auf die jeweilige konjunkturelle Lage aus der Sicht der politischen Entscheidungsträger nicht von entscheidender Bedeutung. Damit wurde vernachlässigt, dass der Finanzierungs- und Auszahlungsmodus der Rentenversicherung durchaus gravierende konjunkturelle Folgen haben kann, die wiederum deren Finanzlage merklich beeinflusst. Diese bisher zu wenig beachteten wechselseitigen Abhängigkeiten – Renteneinkommen und Binnennachfrage auf der einen Seite und Konjunktur und Beitragseinnahmen auf der anderen Seite – sollen in diesem Projekt näher beleuchtet werden. Dabei ist auch von Interesse, inwieweit sich der Zusammenhang zwischen Konjunktur und Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung durch die Reformen der letzten Jahre – insbesondere bei Einbeziehung eines veränderten Sparverhaltens (Erhöhtes Vorsorgesparen, Einführung der Riesterrente und Absenkung des Rentenniveaus) – verändert hat.

Als Erstes sind zunächst die Einnahmen- und Ausgabenentwicklung der Rentenversicherung auf Quartalsbasis disaggregiert aufzubereiten. Die Daten dafür liegen so nicht vor. Anschließend werden die Reformschritte der letzten eineinhalb Jahrzehnte aufgelistet und analysiert.

In einem weiteren Schritt werden die Wirkungszusammenhänge zwischen Konjunktur und Rentenversicherung analysiert und dazu passend ein ökonometrisches Quartalsmodell der Rentenversicherung konzipiert. Für den speziellen Analysezweck des Projekts ist es erforderlich, die Einnahmen und Ausgaben der gesetzlichen Rentenversicherung vierteljährlich zu ermitteln und weitgehend modellendogen zu erklären. Im Modell wird eine vereinfachte Repräsentation der Rentenformel geschätzt. Anschließend wird dieses Rentenmodell mit dem makroökonomischen Konjunkturmodell des IMK interdependent verknüpft. In diesem nach dem Fehler-Korrektur-Ansatz mit Quartalsdaten geschätzten Makromodell werden derzeit schon die Staatseinnahmen und -ausgaben disaggregiert erklärt. In dem Modell sind die Verwendungskomponenten des Bruttoinlandsprodukts (BIP), Einkommen und Preise, Beschäftigung und Arbeitslosigkeit endogen enthalten. Das Modell wird für Konjunkturprognosen und Analysen der Geld-, Finanz- und Lohnpolitik eingesetzt (IMK 2006, IMK 2007a, 2007b).

Mit dem erweiterten Modell sollen keine langfristigen Prognosen der Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung bei vorgegebenen Annahmen bezüglich der BLG und anderer Parameter durchgeführt werden. Vielmehr werden mit dem modifizierten Modell vor allem die Rückkopplungsprozesse zwischen Konjunktur und Rentenversicherung erfasst. Dazu müssen die wesentlichen Größen – Lohnanstieg und Beschäftigungsänderung – endogen bestimmt werden. Andere strukturelle Faktoren wie der Beitragssatz in der Gesetzlichen Rentenversicherung, der Bundeszuschuss, der Nachhaltigkeitsfaktor, die Riestertreppe und andere Parameter werden entweder exogen gesetzt oder endogenisiert. Mit dem Modell lassen sich dann mit Hilfe von Simulationen sowohl die Konjunkturanfälligkeit der Rentenversicherung auf der Einnahmenseite als auch die konjunkturellen Effekte der Ausgaben der Rentenversicherung aufzeigen. Dazu werden Simulationen mit exogenen Angebots- und Nachfrageschocks durchgeführt und anschließend das Verhalten der Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung analysiert. Dabei kann ermittelt werden, inwieweit die Rentenversicherung schockabsorbierend oder -verstärkend wirkt und mit welchen Modifikationen dies verändert werden kann.

Simulationen mit Modifikationen der Rentenformel in Bezug auf die Bemessungsgrundlage, die Fristen und den Nachhaltigkeitsfaktor sollen Aufschluss darüber geben, wie sich dabei die Stabilisierungsfunktion der Rentenversicherung für die Konjunktur verhält. Dazu wird jeweils ein exogener Nachfrage- oder Angebotschock gesetzt und mit der modifizierten Rentenformel simuliert. Der Vergleich der jeweiligen Schockabsorption zeigt den unterschiedlich hohen Grad der Stabilisierung durch die Rentenversicherung. Die Analyse beschränkt sich dabei im Wesentlichen auf den Zeitraum von 1994 bis 2007. Damit werden zum einen zwei Konjunkturzyklenaufschwünge abgedeckt – was für die Analyse hilfreich ist – und zum anderen liegen in dem Zeitraum die relevanten Rentenreformen.

In einem weiteren Schritt wird versucht, die Wirkungen der Riester-Reform auf die Binnennachfrage zu ermitteln. Dazu wird implizit eine Renteniveauorientierung modelliert. Im Prinzip wird die Renten“welt“ vor der Riester-Reform mit ihren gesamtwirtschaftlichen Wirkungen simuliert und mit einem Szenario nach der Reform verglichen. Aus dem Vergleich der beiden Simulationen lässt sich der konjunkturelle Impuls der Reformen

ermitteln. In diesem Kontext wird der Einfluss der Rentenniveauabsenkung und Einführung der Riesterrente auf die Sparquote der privaten Haushalte analysiert.

In einem Fazit werden die wichtigsten Schlussfolgerungen aus der Analyse in Bezug auf die gegenseitige gesamtwirtschaftliche Beeinflussung von Konjunktur und Rentenversicherung auf der Einnahmen- und der Ausgabenseite gezogen. Dazu gehören sowohl Aussagen zur makroökonomischen Stabilisierungsfunktion der Rentenversicherung als auch zu den konjunkturellen Wirkungen der Reformen der vergangenen Jahre.

2 Gesetzliche Rahmenbedingungen der Rentenversicherung

Gesellschaft und Politik stehen dauerhaft unter dem Zwang, die Alterssicherung den sich ändernden demografischen, gesellschaftlichen und ökonomischen Bedingungen anzupassen. Der nach wie vor dominierende Teil der Alterssicherung ist in der Bundesrepublik Deutschland die gesetzliche Rentenversicherung. Diese Untersuchung beschränkt sich auf die Wirkungszusammenhänge zwischen der Institution Rentenversicherung und der Konjunktur.

Neben der ökonomischen Entwicklung sind vor allem die gesetzlich vorgegebenen Rahmenbedingungen für die Einnahmen- und Ausgabenentwicklung der Rentenversicherungsträger maßgeblich. Im Folgenden werden die wichtigsten gesetzlichen Veränderungen ausgeführt. Betroffen ist der Zeitraum von 1991 bis zum Jahr 2008.

Rentenreformgesetz 1992

Mit dem Rentenreformgesetz 1992 wurde versucht, Rentenanpassung, Beitragssatz und Höhe des Bundeszuschusses in einen Selbstregulierungsprozess einzubinden, wobei die Steuerung über die Festlegung des Beitragssatzes vorgenommen werden sollte.

Die Renten werden zum 1. Juli eines jeden Jahres entsprechend der Veränderung der durchschnittlichen Bruttolöhne und der Veränderung der Belastung der Arbeitnehmer durch Steuern und Sozialbeiträgen angepasst (Nettolohnanpassung).

Der allgemeine Bundeszuschuss wird mit der vorjährigen Veränderung der durchschnittlichen Bruttolöhne und der Veränderung des Beitragssatzes desselben Jahres fortgeschrieben.

Der Beitragssatz wird so festgelegt, dass die Beitragseinnahmen und der Bundeszuschuss die Ausgaben eines Kalenderjahres so decken, dass am Ende des Jahres eine Rücklage in Höhe von mindestens einer Monatsausgabe besteht.

Rentenreformgesetz 1999

Ab dem 1.4.1998 wird ein zusätzlicher Bundeszuschuss, der pro Jahr der Höhe des Aufkommens eines Prozentpunktes der Mehrwertsteuer entsprechen soll, geleistet. (für 2007 ca. 8,7 Mrd. €).

Einführung des versicherungsmathematischen Abschlags für Erwerbsminderungsrenten ab dem 60. Lebensjahr in Höhe von 3,6 % pro Jahr bis zum 63. Lebensjahr, d. h. maximal 10,8 %. Folge: sukzessive Senkung der Ausgaben für diese Renten, die Höhe ist nicht direkt quantifizierbar.

Aufstockung der Kindererziehungszeiten auf 100 % des Durchschnittseinkommens, Wegfall der Anrechnung eigenen Einkommens, d.h. die Gutschrift für Kindererziehung wirkt

kumulativ. Die daraus erfolgende Erhöhung der Renten für Frauen macht sich erst in späteren Jahren bemerkbar.

Ergänzung der Rentenformel um einen demografischen Faktor. Mit ihm sollte die Verlängerung der durchschnittlichen Bezugsdauer der Renten Eingang in die Rentenformel finden und zu einer Absenkung des Rentenniveaus führen.

Gesetz zu Korrekturen in der Sozialversicherung und zur Sicherung der Arbeitnehmerrechte (1998)

Der Bund übernimmt Beitragszahlungen für die Kindererziehungszeiten (ab 1.7. 1999, Höhe im Jahr 1999 ca. 7 Mrd. € Höhe im Jahr 2007 11,5 Mrd. €) und die Kosten, die mit der deutschen Einheit verbunden sind. (Höhe 1999 ca. 1,5 Mrd. € 2007 ca. 400 Mill. €) Folge: der Beitragssatz kann zum 1.4.1999 von 20,3 % auf 19,5 % gesenkt werden.

Aussetzung des demografischen Faktors in der Rentenformel für die Rentenanpassung zum 1.7.1999.

Gesetz zur Neuregelung der geringfügig Beschäftigten (1999)

Im Fall einer geringfügigen Beschäftigung sind statt einer Pauschalsteuer in Höhe von 20 % auf das Einkommen Sozialversicherungsbeiträge in Höhe von 12 % an die Rentenversicherung und 10 % an die Krankenversicherung abzuführen.

Haushaltssanierungsgesetz 1999

Ab dem Jahr 2000 wird ein zusätzlicher Bundeszuschuss aus dem Ökosteueraufkommen an die Rentenversicherung geleistet. (Höhe 2007: 9,2 Mrd. €).

Für Bezieher von Arbeitslosenhilfe wird ab dem 1.1.2000 die Bemessungsgrundlage für die Beiträge zur Rentenversicherung von 80 % des früheren Brutto-Einkommens auf den Zahlbetrag der Arbeitslosenhilfe reduziert, d. h. die Beitragszahlungen der Bundesanstalt für Arbeit an die Rentenversicherung werden mehr als halbiert.

Für das Jahr 2000 wird der Rentenversicherungsbeitrag auf 19,3 % festgesetzt.

Die Anhebung der Renten für das Jahr 2000 erfolgt nicht nach der Rentenformel, sondern entsprechend der Inflationsrate des Vorjahres.

Gesetz zur Reform der Renten bei verminderter Erwerbsfähigkeit (2000)

Die aus dem Ökosteueraufkommen zu leistenden zusätzlichen Bundeszuschüsse orientieren sich in der Höhe nach 2003 nicht mehr nach dem Aufkommen der Ökosteuer, sondern werden mit der Veränderung der Bruttolohn- und -gehaltssumme fortgeschrieben.

Altersvermögensergänzungsgesetz (2001)

Die bis 1999 geltende Rentenformel mit einer Nettolohnanpassung wird zur modifizierten Bruttolohnanpassung verändert. Im Gegensatz zu der bis dahin geltenden Rentenanpassungsformel wird neben der Veränderung der durchschnittlichen Bruttolöhne nur die Veränderung des Beitragssatzes zur Rentenversicherung berücksichtigt und nicht mehr

die Veränderungen der Belastung durch die sonstigen Sozialversicherungsbeiträge und die Lohn-/Einkommensteuer.

Ebenfalls eingeführt wird die Berücksichtigung eines Altersvorsorgeanteils (von 0,5 % auf 4 % innerhalb von acht Jahren steigend). Dieser Vorsorgeanteil wird in die Rentenanpassungsformel integriert, somit sind alle Rentner (unabgänglich von eigenen Vorsorgebeiträgen) betroffen, nämlich mit einer Reduktion des Anpassungssatzes um 0,6 Prozentpunkte pro Jahr, d. h. um ca. 5 % für die acht Jahre.

Reduktion des Anspruchs auf Hinterbliebenenrente von 60 % auf 55 % der Versichertenrente des Verstorbenen. Kinder werden zusätzlich berücksichtigt.

Altersvermögensgesetz (2001)

Einführung der staatlichen Förderung der privaten Altersvorsorge (im Rahmen der Riesterreute).

Gesetz zur Bestimmung der Schwankungsreserve in der Rentenversicherung der Arbeiter und Angestellten (2001)

Festlegung des Beitragssatzes für 2002 auf 19,1 %.

Herabsetzung der Mindestrücklage von 1,0 auf 0,8 Monatsausgaben.

Beitragsicherungsgesetz (2002)

Herabsetzung der Mindestrücklage von 0,8 auf 0,5 Monatsausgaben.

Festlegung des Beitragssatzes für 2003 auf 19,5 %.

Außerordentliche Anhebung der Beitragsbemessungsgrenze von 4.500 € auf 5.100 € (West), bzw. 3.750 € auf 4.250 € (Ost). Üblich war eine Veränderung der Beitragsbemessungsgrenze entsprechend der Veränderung der Bruttolohn- und -gehaltssumme.

Zweites SGB VI-Änderungsgesetz (2003)

Aussetzung der Rentenanhebung zum 1.7.2004. Rein rechnerisch hätte sich bei Befolgung der Rentenformel wegen der schwachen Entwicklung der Bruttoentgelte im Jahr 2003 eine negative Anpassung ergeben.

Herabsetzung der Mindestrücklage von 0,5 auf 0,2 Monatsausgaben.

Wegfall des Beitragsanteils der Rentenversicherung an die Pflegeversicherung. Rentner haben den Pflegeversicherungsbeitrag allein zu zahlen, d.h., sie erfahren eine Kürzung der Nettorente um die Hälfte des Pflegebeitrages. Entlastung der RV um 1,2 Mrd. € pro Jahr.

Drittes SGB VI-Änderungsgesetz (2003)

Nachschüssige Zahlung der Rente für Neurentner ab dem 1.4.2004. (Einsparung für den RV Träger 0,5 Mrd. € pro Jahr).

Alterseinkünftegesetz (2004)

Ab dem Jahr 2005 wird der schrittweise Übergang zur einer nachgelagerten Besteuerung eingeführt. Bestandsrentner und Neurentner im Jahr 2005 müssen 50 % ihrer Rente versteuern. Dieser Anteil steigt bis zum Neurentnerzugang im Jahr 2040 auf 100 %.

Rentenversicherung-Nachhaltigkeitsgesetz (2004)

Mit der Einführung des Nachhaltigkeitsfaktors wird auch die Veränderung der Relation Rentner zu Beitragszahler als Faktor in die Rentenformel eingefügt. Eine Schutzklausel soll verhindern, dass es allein auf Grund der Veränderung dieser Relation zu einer Kürzung der Rente kommt.

Berücksichtigung der tatsächlichen beitragspflichtigen Löhne und Gehälter (statt der Bruttolohn- und -gehaltssumme) bei der Veränderung der Lohnentwicklung in der Rentenformel.

Abschaffung der Anrechnung von Ausbildungszeiten als Renten steigernde Zeiten. Für Neurentner hat dies eine Kürzung ihrer Rente bis zu 60 €pro Monat zur Folge.

Gesetz zur Anpassung der Finanzierung von Zahnersatz (2004)

Auch Rentner, die in der gesetzlichen Krankenversicherung versichert sind, haben ab dem 1.7. 2005 den Sonderbeitrag von 0,9 % des beitragspflichtigen Einkommens an die Krankenversicherung zu leisten. Der paritätisch zu finanzierende Beitragssatz vermindert sich um diesen Prozentsatz. Die Rentenversicherungsträger werden somit um 0,45 % der beitragspflichtigen Renten entlastet, die Rentner werden im gleichen Maß belastet.

Gesetz zur Änderung des Vierten und Sechsten Buches SGB (2005)

Sozialbeiträge für Arbeitsentgelt sind spätestens am drittletzten Arbeitstag des jeweils betroffenen Monats zu leisten. Damit fallen im Jahr 2006 nahezu 13 Monatszahlungen an. Die Mehreinnahmen aufgrund dieses Vorzieheffektes des Fälligkeitstermins betragen rund 10,5 Mrd. € (JG 2006, Ziffer 319).

Gesetz zur Änderung des Zweiten Buches SGB und andere Gesetze (2006)

Für Bezieher von Arbeitslosengeld II wird zum 1.1.2007 die Bemessungsgrundlage für die Rentenversicherungsbeiträge von 400 €auf 250 €pro Monat abgesenkt, d.h., die monatlichen Beiträge werden von 78 €auf rund 40 €reduziert. Die Beitragzahlungen für ALG II Empfänger an die Rentenversicherungsträger werden um knapp 2 Mrd. €gekürzt.

Gesetz über die Weitergeltung der aktuellen Rentenwerte ab 1.7.2006

Eine Veränderung des aktuellen Rentenwerts zum 1.7.2006 fällt aus, d.h., eine Nullrunde für die Rentner.

Haushaltsbegleitgesetz 2006 :

Für Mini-Jobs wird der Rentenversicherungsbeitragssatz von 12 % auf 15 % angehoben. Allerdings fließen diese Mittel nicht der Rentenversicherung zu, da im gleichen Umfang der Bundeszuschuss gekürzt wird. (2006: 170 Mill. € 2007: 340 Mill. €) Die Höhe der Beitragseinnahmen aus den Mini-Jobs beträgt 2007 rund 2,9 Mrd. € (ohne Kürzung). (SVR 2007, Ziffer 253).

Zweites Gesetz zur Änderung des Betriebsrentengesetzes (2006)

Durch Änderung des Begriffs „ Bruttolohn- und -gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigten Arbeitnehmer nach der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung“ in „Bruttolöhne- und -gehälter je Arbeitnehmer“ werden Ein-Euro-Jobber bei der Bestimmung der durchschnittlichen Löhne nicht mehr zu den Beschäftigten gezählt.

Gesetz zur Anpassung der Regelaltersgrenze an die demografische Entwicklung und zur Stärkung der Finanzierungsgrundlagen der gesetzlichen Rentenversicherung (RV-Altersgrenzenanpassungsgesetz, 2007)

Dieses Gesetz sieht eine stufenweise Anhebung der Regelaltersgrenze für den Beginn des Bezugs von Altersrenten bis auf 67 Jahre vor. Die Anhebung beginnt ab dem Jahr 2012 für Personen des Geburtsjahrgangs 1947. Die Anhebung erstreckt sich bis zum Jahr 2029. Ab 2030 gilt eine Regelaltersgrenze von 67.

Gesetz zur Förderung der zusätzlichen Altersvorsorge und zur Änderung des Dritten Buches SGB (2007)

Die Befristung der Regelung der Sozialabgabenfreiheit für per Entgeltumwandlung geleistete Beiträge zur betrieblichen Altersvorsorge wird aufgehoben. Diese kontrovers diskutierte Aufhebung hat vielfältige Auswirkungen. Kurzfristig führt diese Befreiung von der Zahlung von Sozialbeiträgen zu einem geringeren Beitragsvolumen und somit, bei gleichen Ausgaben, zu einer Beitragssatzanhebung. Neben einem Beitragssatzanstieg führt aber vor allem die schwächere Entwicklung der beitragspflichtigen Entgelte gegenüber der Entwicklung der Bruttolöhne zu einer Dämpfung des Rentenanstiegs. Dies trifft vor allem alle derzeitigen Rentner.

3 Interaktion von Konjunktur und Rentenversicherung – Zur Modellierung der Wirkungszusammenhänge

3.1 Vorbemerkung

Bei der Analyse der Zusammenhänge zwischen der Ausgestaltung sozialer Sicherungssysteme und wirtschaftlicher Entwicklung stehen häufig Wachstumseffekte im Mittelpunkt. In diesem Projekt liegt der Fokus aber auf den kurz- bis mittelfristigen konjunkturellen Wirkungen, die von der konkreten institutionellen Ausgestaltung der Rentenversicherung in Deutschland und ihren Veränderungen ausgehen. Gleichzeitig hängen die Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung selbst stark von der konjunkturellen Entwicklung ab. Bei der konkreten Analyse muss deshalb jeweils genau spezifiziert werden, an welcher Stelle die Interdependenz der Wirkungszusammenhänge unterbrochen wird, um anschließend die Auswirkungen spezifischer Regelungen oder Maßnahmen zu untersuchen. Solche einzelnen Wirkungsstränge können sowohl theoretisch wie empirisch untersucht werden. Am Ende der Analyse sollen diese einzelnen Stränge dann aber zusammengeführt werden und im Rahmen eines gesamtwirtschaftlichen ökonometrischen Modells, das ein eigenständiges Rentenversicherungsmodul enthält, interdependent analysiert werden.

3.2 Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung

Bei einem Ausgabenvolumen der gesetzlichen Rentenversicherung (RV) von 230,6 Mrd. Euro in 2007, das 17 % des Konsums der privaten Haushalte bzw. knapp 10 % des Bruttoinlandsprodukts entspricht, gehen von diesen Ausgaben unweigerlich konjunkturelle Wirkungen aus. Gleichzeitig hängen die Einnahmen der Rentenversicherung direkt von der wirtschaftlichen Entwicklung und dabei insbesondere von der Lohn- und der – sozialversicherungspflichtigen – Beschäftigungsentwicklung ab.

Auf der *Einnahmenseite* der RV hängt die Höhe der Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge unmittelbar von der Höhe des Beitragssatzes, von der Höhe der Bruttolohn- und -gehaltssumme (BLG) pro Kopf und der Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ab, wobei allerdings – aufgrund der Beitragsbemessungsgrenzen – nur ein Teil der Beitragsbemessung unterliegt. Weitere Faktoren, die die Einnahmenseite beeinflussen, sind die Beiträge für Arbeitslose (sowohl AIG I- als auch AIG II-Empfänger) und die Zahlungen des Bundes. Diese werden einerseits als Beiträge für Zeiten der Kindererziehung und andererseits als allgemeine und besondere Zuschüsse gezahlt. Letztere folgen näherungsweise der Lohnentwicklung.

Auf der *Ausgabenseite* ist der Rentenanpassungsmechanismus prinzipiell lohnbezogen. Der aktuelle Rentenwert verändert sich im Grundsatz entsprechend der Lohnentwicklung je sozialversicherungspflichtig Beschäftigten des vergangenen Jahres. Darüber hinaus

wirken Faktoren, die die langfristige Beitragsstabilität gewährleisten sollen. Dies sind die Veränderung des Beitragssatzes, der Riester-Abschlag (Riesterterre) und der ab 2005 geltende Nachhaltigkeitsfaktor. Dieser ergibt sich aus der verzögerten Veränderung des Rentnerquotienten, dem Verhältnis von Rentnern zu Beitragszahlern. Hinzu kommen die Verringerung der BLG durch die Möglichkeit der Entgeltumwandlung und die Veränderung der Zahl der Personen, die als sozialversicherungspflichtig Beschäftigte gezählt werden (z.B. Kurzarbeiter).

Steigt die Bruttolohn- und -gehaltssumme (BLG), dann hat das je nach Komponente unterschiedliche Auswirkungen auf die Rentenversicherung. Höhere Löhne (pro Kopf) wirken über die Rentenformel zeitnah (d.h. im Folgejahr) rentensteigernd. Neue Beschäftigte zahlen heute in das umlagefinanzierte Rentensystem ein und erwerben damit Ansprüche erst in der Zukunft. Da sich dabei das rechnerische Verhältnis von Beitragszahlern zu Rentnern ändern kann, wirkt sich das – verzögert und abgeschwächt – durch die Einführung des Nachhaltigkeitsfaktors auf die Rentenhöhe aus. Je nach zugrunde liegender Mengen- oder Preis(Lohn)-Komponente wirkt eine Erhöhung der BLG damit unterschiedlich stark auf die Binnennachfrage. Mit dem Konzept der leicht verzögert wirkenden Rentenanpassungen an die Lohnentwicklung (pro Kopf) soll tendenziell die Konjunktur stabilisiert werden. Die Einführung des Nachhaltigkeitsfaktors in die Rentenformel – eine Mengen- und keine Preiskomponente – kann dagegen sogar pro-zyklisch wirken: Eine Beschäftigungsabnahme reduziert die zukünftigen Rentenzahlungen und verstärkt so den Abwärtstrend.

Insbesondere die Vielzahl an Eingriffen zu den Beitragszahlungen und in die Rentenformel in den vergangenen Jahren (s. Kapitel 2) kann die Stabilisierungsfunktion berührt haben. Von diesen Maßnahmen gehen – für sich genommen – konjunkturelle Wirkungen aus. So verhinderte die Wirkung der Schutzklausel eine Absenkung der Renten mit der Folge, dass mehr Beiträge aufzubringen waren. Allerdings dürfte der konjunkturelle Effekt stark von der Art der Gegenfinanzierung höherer Rentenausgaben z.B. durch höhere Beiträge, die für sich genommen auch die Konjunktur belasten, abhängen. Insofern bleibt a priori offen, wie die Eingriffe konjunkturell gewirkt haben. Erst eine empirische Analyse auf der Basis ökonometrischer Modellsimulationen, in der die Ausgaben und deren Finanzierung gemeinsam untersucht werden, kann hier Aufschluss geben.

3.3 Einflüsse auf die Konjunktur

Grundsätzlich erhöhen die Ausgaben der Rentenversicherung in Form von Transfers (Rentenzahlungen) an die privaten Haushalte deren verfügbare Einkommen und wirken damit – unter Beachtung der Sparneigung – konsumsteigernd. Ein solcher induzierter Konsumanstieg erhöht dann einmal direkt – rechnerisch – das (nominale) Bruttoinlandsprodukt, wirkt aber aufgrund der Nachfrageeffekte auch tendenziell positiv auf die private Investitionstätigkeit und löst zusätzliche Importe von Waren und Dienstleistungen aus. Die höhere gesamtwirtschaftliche Nachfrage geht einher mit mehr Beschäftigung, zusätzlichen Staatseinnahmen – Steuern und Sozialbeiträgen – und eventuell auch höheren Prei-

sen. Wurden dagegen zur Finanzierung der Ausgaben der Rentenversicherung (zuvor) die Beitragssätze erhöht, dann wirken diese – für sich betrachtet – konjunkturdämpfend. Sie reduzieren direkt das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte und erhöhen gleichzeitig die Arbeitskosten der Unternehmen. Sie lösen damit tendenziell Sekundäreffekte über induzierte Preiserhöhungen und eventuell höhere Lohnforderungen und -steigerungen aus. Höhere Arbeitskosten und Preise reduzieren so die internationale Wettbewerbsfähigkeit und damit das Wachstum, niedrigere Nettolöhne senken gleichzeitig den privaten Verbrauch und das BIP.

Beide hier beschriebenen Effekte von der Einnahmen- und der Ausgabenseite der Rentenversicherung wirken gegenläufig auf die konjunkturelle Entwicklung. Allerdings sind sie in der Regel nicht gleich stark und verlaufen zudem nicht synchron. Unter normalen Bedingungen folgen die Ausgaben den Einnahmen zeitverzögert. Der Nettowachstumseffekt von Wirkungen der Einnahmen- und Ausgabenseite lässt sich damit nicht mehr theoretisch sondern nur noch empirisch im Rahmen von gesamtwirtschaftlichen Modellen ermitteln. Dabei dürfte allerdings für das Vorzeichen und die Stärke des Nettoeffekts entscheidend sein, an welcher Stelle der konjunkturelle Impuls entsteht. Sind es veränderte Regeln im Einnahmen-/Ausgabemechanismus der Rentenversicherung oder sind es konjunkturelle Störungen in Form von Angebots- und/oder Nachfrageschocks. Für jeden Fall ist grundsätzlich mit einer anderen Wirkung zu rechnen. Ein entscheidender Einflussfaktor für die Art der Absorption externer und interner Schocks dürfte dabei die institutionalisierte Verzögerung der Rentenanpassung an veränderte Einnahmen sein. Mit dieser eingebauten Zeitverzögerung, so die Konstruktionsidee, soll die Rentenversicherung nach externen Schocks konjunkturstabilisierend wirken, indem steigende Einnahmen, die als Entzugseffekte für die Konjunktur wirken, erst verspätet zu steigenden Einkommen der privaten Haushalte führen und dann erst konjunkturverstärkend wirken. Insgesamt kann mit einem solchen Regelmechanismus mit einem angepassten timing eine Konjunkturstabilisierung erreicht werden. Welches sind aber die dafür notwendigen „Umstände“ bzw. externen Schocks? Greift die Stabilisierungsfunktion sowohl bei Nachfrage- als auch bei Angebotsschocks? Und ist dafür die derzeitige Zeitverzögerung zwischen Einnahmen und Ausgaben auch optimal gewählt? Dies sind Fragen, die im Zusammenhang mit der Stabilisierungsfunktion der Rentenversicherung beantwortet werden sollen.

Von Interesse sind darüber hinaus auch die konjunkturellen Effekte, die von den diskretionären Eingriffen in das Rentensystem in den vergangenen Jahren ausgegangen sind. Deren exakte Analyse hat allerdings methodische Beschränkungen. Angenommen, die Politik hätte sich vor Jahren nicht das Ziel gesetzt, den Beitragssatz zur Rentenversicherung auf rund 20 % zu begrenzen, welche andere Option hätte sie gehabt? Wäre dann der Steueranteil ausgeweitet worden, um so die versicherungsfremden Leistungen in der Rentenversicherung über Steuern zu finanzieren? Oder wäre der Beitragssatz einfach in der Höhe gesetzt worden, die für ein unverändertes Rentenniveau erforderlich gewesen wäre? Mit jeder Alternative wären andere konjunkturelle Effekte verbunden gewesen. Ein besonderes Problem dabei sind die gesamtwirtschaftlichen Effekte, die durch die Teilumstellung des umlagebasierten Rentensystems auf Kapitaldeckung entstanden sind. Diese müssen im Prinzip wieder heraus gerechnet werden.

3.4 Datensätze für das Rentenmodell

Im Zeitraum ab 1991 wurde eine Vielzahl von größeren und kleineren Reformen mit – manchmal nicht direkt sichtbaren – Wirkungen auf den Anpassungsmechanismus beschlossen.

Als Beispiele sind zu nennen:

- der Übergang von der bis 1999 geltenden Rentenformel auf der Basis der Veränderung der Nettolöhne wieder hin zu der Orientierung an der Veränderung der Bruttolöhne einschließlich der Veränderung des Beitragssatzes zur Rentenversicherung. Damit wird zum einen die Veränderung des gesamten Beitragssatzes berücksichtigt (vorher nur der Arbeitnehmeranteil) und zum anderen entfällt die Berücksichtigung des Beitrages zur Arbeitslosenversicherung. Eine Senkung dieses Beitragssatzes hätte bei Weiterbestehen der Nettolohnorientierung auch zu einer Anhebung der Renten geführt.
- Der Wechsel von der „Bruttolohn- und -gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigten Arbeitnehmer nach der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung“ zu den „Bruttolöhne- und -gehälter je Arbeitnehmer“ mit der Folge, dass Ein-Euro-Jobber nicht mehr bei der Berechnung des Durchschnitts des Bruttolohns mitgezählt werden. Nach der Revision der VGR im Jahr 2005 hätten auch Personen mit einer Mehraufwandsentschädigung zu den Beschäftigten gezählt werden müssen. Dies hätte im Jahr 2006 zu einer negativen Anpassung der Renten geführt.

Ziel des Rentenmoduls ist es, die Entwicklung der Ausgaben, hier insbesondere der Rentenzahlbeträge, und der Einnahmen, hier besonders der Beiträge, so zu erfassen, dass eine Verknüpfung mit dem Makromodell möglich ist. Dabei kommt es nicht darauf an, jede Gesetzesänderung exakt abzubilden. Ziel ist es, mit den wichtigsten Bestimmungsvariablen die tatsächlichen Entwicklungen statistisch gesichert nachzuzeichnen, sodass eine Verknüpfung mit dem Makromodell möglich ist.

Die Ermittlung der für das Rentenmodell benötigten Daten erfolgte unter dem Gesichtspunkt der Kompatibilität mit dem Makromodell. So mussten auf der einen Seite z. B. die Ausgaben der Rentenversicherung aus der VGR soweit disaggregiert werden, dass die den privaten Haushalten zufließenden Zahlbeträge (ohne die zu entrichtenden Beiträge) bestimmt werden konnten. Auf der anderen Seite mussten die von Seiten der Rentenversicherung veröffentlichten stark disaggregierten Daten aggregiert werden, da eine Separierung nach West- und Ostdeutschland, Geschlecht oder Rentenart nicht von Interesse war.

Die folgenden Datenreihen wurden dafür erstellt und verwendet.

- Rentenzahlbeträge, differenziert nach Inlands- und Auslandsrenten (Quelle: Deutsche Rentenversicherung Bund)

- Beitragszahlungen der Rentner an die Krankenversicherung und Pflegeversicherung (Deutsche Rentenversicherung Bund, Monatliche Rechnungsergebnisse)
- Beitragszahlungen der RV Träger an die Krankenversicherung und Pflegeversicherung (Deutsche Rentenversicherung Bund, Monatliche Rechnungsergebnisse)
- Durchschnittliche Zahlbeträge je Rentenfall (Rentenversicherung in Zeitreihen 2008)
- Rentenanpassungssätze , Gesamtdeutschland, einheitlich auf den 1.7. des jeweiligen Jahres berechnet (Rentenversicherung in Zeitreihen 2008)
- Zahl der Rentner, Gesamtdeutschland (Rentenversicherung in Zeitreihen 2008)
- Pflichtbeiträge, Ist- Zahlen (Deutsche Rentenversicherung Bund)
- Beiträge des Bundes für Kindererziehungszeiten (Bundesministerium der Finanzen: Finanzbericht, Deutsche Rentenversicherung Bund)
- Nachhaltigkeitsrücklage (Rentenversicherung in Zeitreihen 2008, Monatliche Rechnungsergebnisse der DRV)
- Bundeszuschüsse (Deutsche Rentenversicherung Bund, Bundesministerium der Finanzen: Finanzbericht)
- Beitragspflichtige Entgelte (aus Pflichtbeiträgen errechnet).

3.5 Modellierung der Zusammenhänge

Im Folgenden werden die kurz- bis mittelfristigen Wechselwirkungen zwischen Konjunktur und Rentenversicherung modelliert. Dazu wird das makroökonomische Konjunkturmodell des IMK verwendet. Dieses Modell wird seit Jahren für Prognosen und Analysen von Nachfrage- und Angebotsschocks und von Politikmaßnahmen in den Bereichen Lohn-, Geld- und Finanzpolitik eingesetzt (IMK 2008, Horn et al 2008). Zuletzt wurde es im März 2009 für den Zeitraum 1980q1 bis 2008q4 neu geschätzt. Für den Zweck dieser Studie musste es allerdings um ein integriertes Rentenmodell erweitert werden. Dieses Modell bildet die Gesetzliche Rentenversicherung in Deutschland (GRV) ab und bindet sie in das makroökonomische Konjunkturmodell des IMK ein. Modelliert werden so Einnahmen, Ausgaben und der Finanzierungssaldo der GRV.

Das Modul Rentenversicherung basiert auf einzelnen wichtigen Zeitreihen aus der GRV (ohne Knappschaft). Diese Reihen werden auf die Zahlen des Kontensystems zu den Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung inkl. Knappschaft in der Abgrenzung der VGR abgestimmt. Dieses Modul wird dann in das makroökonomische Gesamtmodell integriert. Dafür werden einzelne Komponenten des Moduls Rentenversicherung und solche, die die Interaktion zwischen Rentenversicherung und Gesamtwirtschaft erklären, geschätzt. Graphisch wird dies in Abbildung 3.1 (Gesamtmodell) dargestellt. Der innere – rot eingerahmte Block – stellt die wichtigsten Einnahmen- und Ausgabenpositionen der Rentenversicherung dar. Rechts davon finden sich gesamtwirtschaftliche und andere Variablen, die direkten Einfluss auf die Entwicklung der Rentenversicherung haben, links

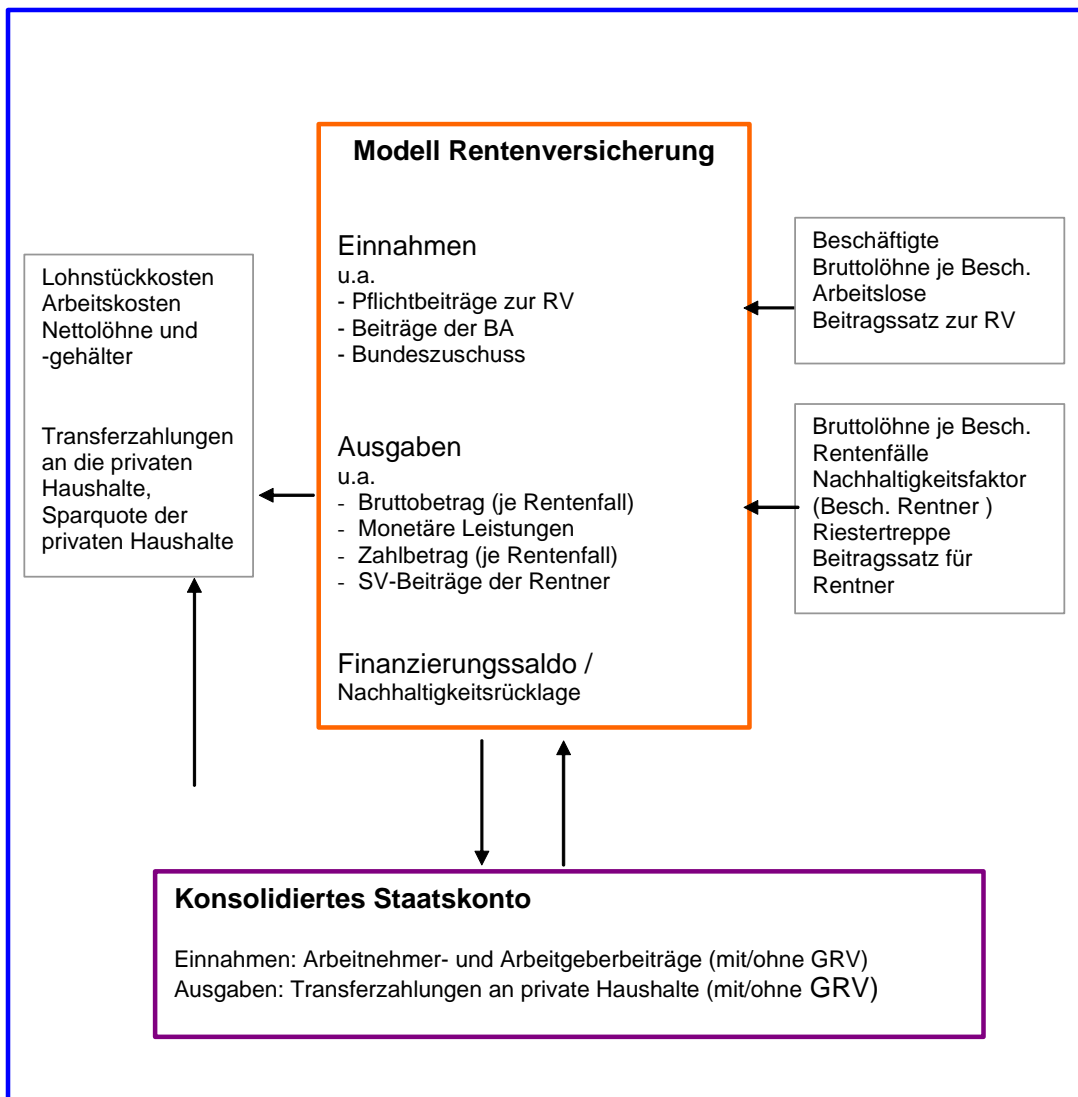
davon gesamtwirtschaftliche Variablen, die durch die Rentenversicherung direkt beeinflusst werden. Das konsolidierte Staatskonto wird indirekt durch das Konto Rentenversicherung beeinflusst. Insofern ist auf die konsistente Abgrenzung der Variablen zu achten.

Die Abstimmung der Zahlen der VGR mit den Zahlen der Rentenversicherungsträger ist in einigen Bereichen nicht ohne Probleme. Die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (VGR) bietet die Zahlen nicht in der Abgrenzung, wie sie für dieses Rentenmodell benötigt werden. So werden in der VGR nur die Ausgaben der Rentenversicherung als Bruttobeträge, d.h. einschließlich der Sozialversicherungsbeiträge, und nicht die Informationen über die Zahlbeträge ausgewiesen. Andererseits weisen die Zahlen der Rentenversicherungsträger eine Detaillierung auf, die im Rentenmodell nicht verarbeitet werden kann. Dies gilt für die Abgrenzung nach Geschlecht, Region (West/Ost) und Rentenart.

Abstimmungsprobleme tauchen auch auf, wenn gesetzliche Veränderungen unterschiedlich verbucht werden. Im Jahr 2006 fielen aufgrund der Veränderung des Fälligkeitstermins der Beitragszahlung 13 statt zwölf Monatszahlungen an. In der VGR wird diese Zusatzzahlung in Höhe einer Monatszahlung nicht als Beitragszahlung verbucht, da nach dem vom Statistischen Bundesamt verwendeten Soll-Zahlungskonzept entsprechend der BLG Summe bei gegebenen Beitragssatz nur zwölf Monatsbeiträge zugewiesen werden können. Die einmalige Zahlung wird als Rückstellung verbucht. Dieses Nichtberücksichtigen hat aber zur Folge, dass die angestrebte Aufstockung der Rücklage in den VGR Zahlen nicht erscheint. In der Tabelle der VGR wird für das Jahr 2006 ein nahezu gleich hoher negativer Finanzierungssaldo von -5,5 Mrd. € wie im Jahr 2005 ausgewiesen. Die Rentenversicherungsträger weisen dagegen einen Anstieg der Nachhaltigkeitsrücklage um 8,0 Mrd. € von 2005 auf 2006 auf. Da gerade die Höhe der Rücklage ein Kriterium für das Handeln ist, wurden die Zahlen der VGR im Modellkontext an dieser Stelle durch Ausgleichszahlungen korrigiert.

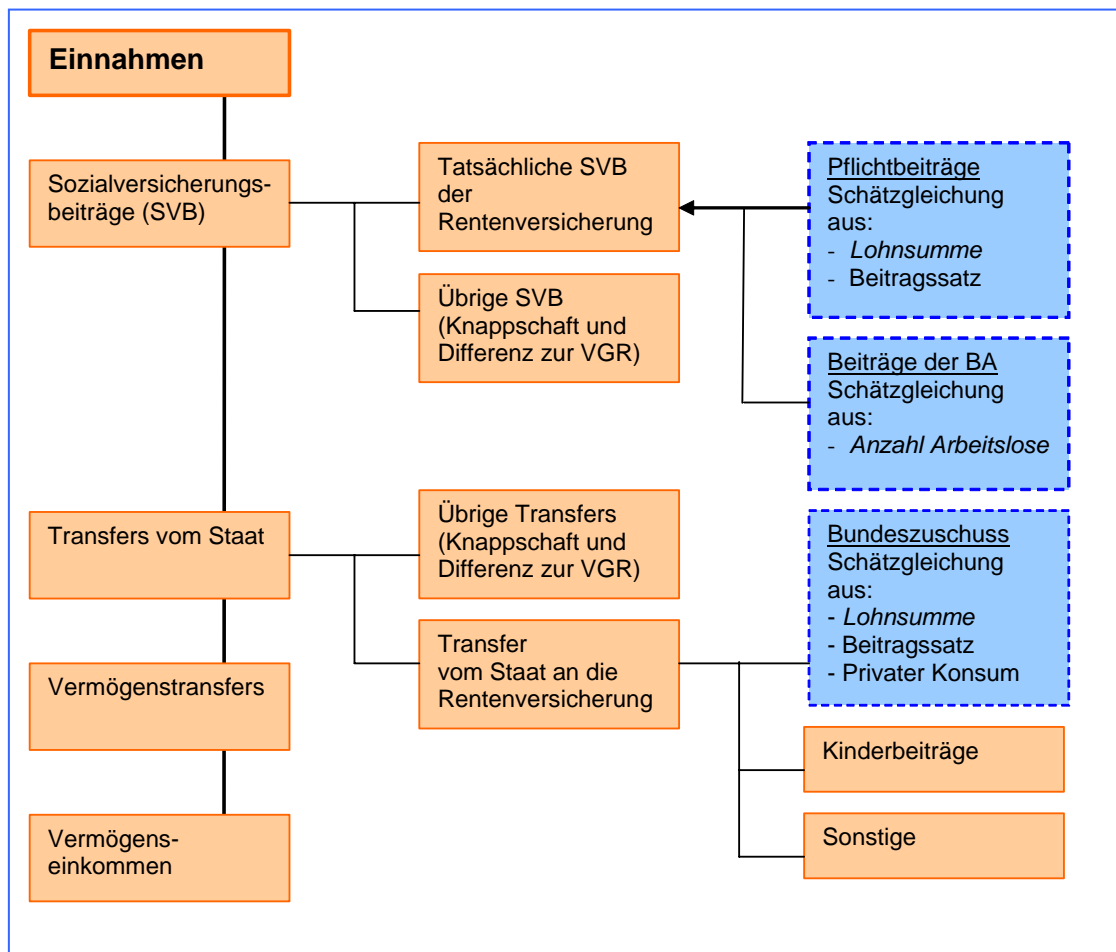
Betrachtet man die Einnahmenseite des Moduls Rentenversicherung näher, so müssen neben den wichtigsten Variablen Pflichtbeiträge, Bundeszuschuss und Beiträge der BA noch eine Reihe von kleineren Positionen berücksichtigt werden, um das Konto formal korrekt zu erfassen (siehe Abbildung 3.2). In der Abbildung sind die Größen, die auf Monatswerten der Rentenversicherung (ohne Knappschaft) beruhen, blau dargestellt. Diese werden durch Schätzgleichungen, die die institutionellen Regelungen auf Quartalsbasis erfassen, ermittelt. Im Unterschied zur tatsächlichen Einnahmenermittlung, die auf Beitragssätzen, individuellen Einkommensgrößen und der Berücksichtigung von Beitragsbemessungsgrenzen, basiert, findet hier eine Schätzung auf Aggregatsebene statt. Diese weist zwangsläufig gewisse Ungenauigkeiten auf. Mit Hilfe von sog. Impulsdummies werden Abweichungen zwischen der tatsächlichen Entwicklung der endogen Variablen und ihren Schätzungen korrigiert.

Abbildung 3.1
Gesamtwirtschaftliches Modell



In der folgenden Abbildung 3.3. wird der Aufbau der Einnahmenseite der Rentenversicherung (inkl. Knappschaft) im Modell deutlich. Zum besseren Verständnis werden die Einnahmen der Rentenversicherung inklusive Knappschaft in der VGR-Abgrenzung in schwarz ausgewiesen, die Positionen der Rentenversicherung ohne Knappschaft als aggregierte Monatszahlen (Ist) in blau, und die auftretenden Differenzen in grün. Für das Jahr 2007 werden die jeweiligen Jahreswerte ausgewiesen. Die Differenzreihen und die kleineren Positionen werden als exogene Größen behandelt. Die Darstellung der Variablen ist so gewählt, dass man ihre hierarchische Ordnung erkennen kann.

Abbildung 3.2
Modellierung der Einnahmenseite



In der folgenden Gleichung für die Pflichtbeiträge in der GRV (vgl. Tabelle 3.1) wird das gewählte Schätzverfahren eines Fehler-Korrektur-Ansatzes deutlich. Die Pflichtbeiträge werden durch die Beitragssätze zur Rentenversicherung sowie die Bruttolohn- und -gehaltssumme erklärt. Die Elastizität zwischen den Pflichtbeiträgen und den sie erklärenden Größen liegt nahe bei Eins. Darüber hinaus haben drei Impulsdummies und sog. Saisondummies (Z_1 , Z_2 , Z_3) einen Einfluss, wobei sich das Saisonmuster seit 2006 wegen dem veränderten Zahlmodus verändert hat.

In Anlage I – Modelldokumentation Rentenmodell – werden die anderen Schätzgleichungen zur Einnahmenseite des Rentenmodells, die Definitionsgleichungen und die Variablen dokumentiert. Der Gesetzgeber erlaubt eine gewisse Schwankungsbreite der Nachhaltigkeitsrücklage, so dass hier auf eine ökonometrische Schätzung des RV-Beitragssatzes verzichtet wurde. Zudem weichen die Einnahmenschätzungen in der VGR-Abgrenzung (Soll-Größen) von denen der GRV (Ist-Größen) insbesondere im Jahr 2006 – 12 Soll versus 13 Ist-Zahlungstermine – stark voneinander ab.

Abbildung 3.3
Einnahmen der Rentenversicherung

Variable	Betrag	Erklärung	Bezeichnung
RV_Einnahmen	243,95	D	Einnahmen
RV_Vermogeink	0,56	x	Vermögenseinkommen
RV_SVbeiträge	163,37	D	Sozialbeiträge
RV_tatssvb	163,12	D	Tatsächliche Sozialbeiträge
RV_Pflichtbeiträge	152,8	end	Pflichtbeiträge
RV_BAbeiträge	5,6	end	Beiträge der BA
RV_Sonstigebeiträge	4,7	x	Beiträge (Diff zur VGR)
RV_unterstsvb	0,25	x	Unterstellte Sozialbeiträge
RV_eintrf	80	D	Sonstige laufende Transfers vom Staat
RV_TRFVOMST	79,41	D	Laufende Transfers vom Staat
RV_Bundeszuschuss	58,84	end	Bundeszuschuss
RV_Kinderbeiträge	11,6	x	Beiträge für K-Erz.
RV_SonstigeTrfvomst	9	x	Sonstige laufende Transfers (Diff)
RV_einuebtrf	0,59	x	Übrige laufende Transfers
RV_vermogtrf	0,02	x	Vermögenstransfers

Erklärung: D (Definition), end (endogen), x (exogen)

Schwarz: Rentenversicherung mit Knappschaft und in VGR-Abgrenzung

Blau: nur Rentenversicherung

Grün: Differenz

Tabelle 3.1
Pflichtbeiträge in der GRV (ohne Knappschaft)

Dependent Variable: **DLOG(RV_PFLICHTBEITRAGE)**

Method: Least Squares

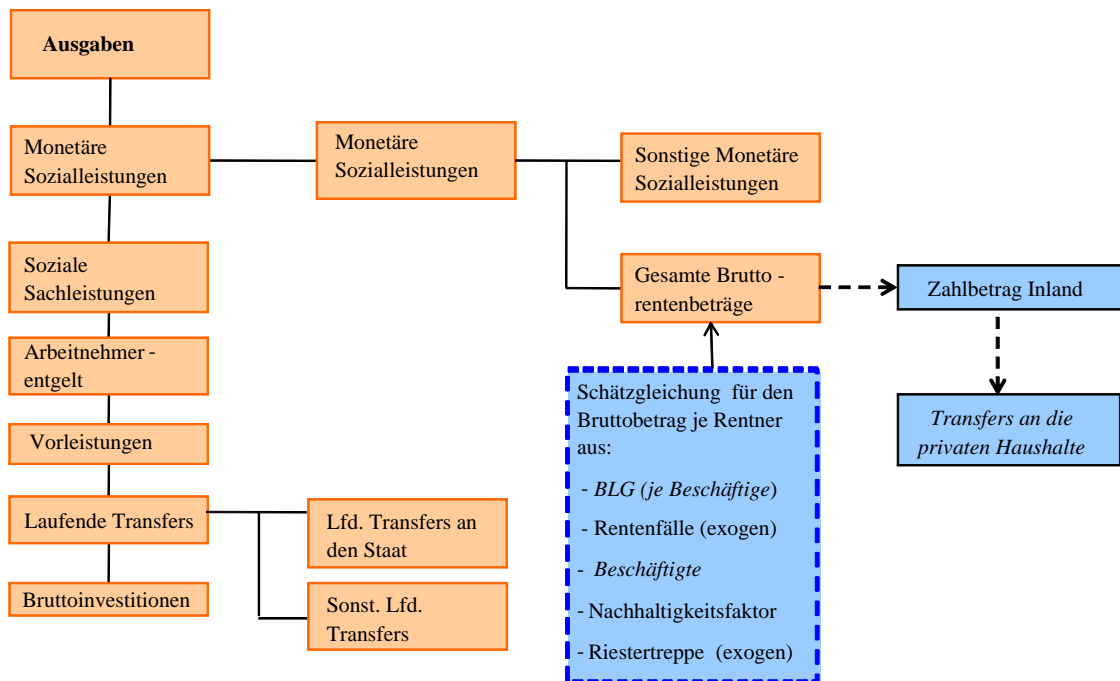
Sample (adjusted): 1991Q2 2008Q2

Included observations: 69 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.630755	0.256649	-10.25039	0.0000
Z1	-0.081210	0.023478	-3.459023	0.0010
Z2	-0.022801	0.007991	-2.853199	0.0061
Z3	-0.020385	0.007402	-2.753929	0.0079
S06Q1*Z1	-0.010464	0.010652	-0.982355	0.3302
S06Q1*Z2	0.032902	0.009544	3.447269	0.0011
S06Q1*Z3	-0.035439	0.010416	-3.402198	0.0012
LOG(RV_BEITRAGSSATZ(-1)*DE_GWAGE(-1))	0.581660	0.052830	11.01003	0.0000
LOG(RV_PFLICHTBEITRAGE(-1))	-0.629725	0.053697	-11.72728	0.0000
DLOG(RV_BEITRAGSSATZ/100*DE_GWAGE)	0.599912	0.079269	7.568086	0.0000
I06Q1	0.150254	0.011025	13.62797	0.0000
I97Q1	0.035336	0.009921	3.561719	0.0008
I03Q4	-0.020830	0.009662	-2.155897	0.0354
R-squared	0.991668	Mean dependent var		0.007718
Adjusted R-squared	0.989882	S.D. dependent var		0.091926
S.E. of regression	0.009247	Akaike info criterion		-6.361070
Sum squared resid	0.004788	Schwarz criterion		-5.940151
Log likelihood	232.4569	Hannan-Quinn criter.		-6.194077
F-statistic	555.3980	Durbin-Watson stat		2.145952
Prob(F-statistic)	0.000000			

In der folgenden Abbildung 3.4 werden die Modellzusammenhänge für die Ausgabenseite der Rentenversicherung dargestellt. Besondere Bedeutung kommt dabei der Schätzung für den Bruttobetrag je Rentenfall zu (vgl. Tabelle 3.2). Letztlich wird mit Hilfe eines Schätzansatzes versucht, die gesetzliche Rentenformel, die in den vergangenen Jahren mehrfach modifiziert wurde, möglichst gut zu approximieren. Dabei wird berücksichtigt, dass der Nachhaltigkeitsfaktor erst im Jahr 2005 einsetzt, während die Riestertreppe schon seit dem Jahr 2002 wirkt, allerdings für die Jahre 2003, 2007 und 2008 ausgesetzt wurde. Die Variable $\text{dlog}(\text{de_gwagee_s}(-2))$ erfasst die Veränderung der Bruttolöhne und -gehälter pro Kopf des Vorjahres, verzögert um weitere zwei Quartale. Die geschätzte Elastizität der durchschnittlichen Rentenzahlungen in Bezug auf die Bruttolöhne und -gehälter je Kopf liegt – aufgrund der impliziten Berücksichtigung der Beitragsbemessungsgrenzen – etwas unter Eins. Von den verwendeten Impulsdummies sind nur die für das dritte Quartal 1993 und die für 1997, 1998 und 1999 gewichtig (siehe die Höhe der Koeffizienten). Letztlich erfassen die Impulsdummies „Fehler“, die bei der Approximation der Rentenformel entstehen. Dabei spielen die mehrfache Veränderung der Bemessungsgrundlage (BLG je Beschäftigte), Entgeltumwandlungen, die Anwendung der Schutzklauseln, Anpassung der Renten Ost, etc. eine Rolle. So wird z.B. in den neunziger Jahren die damalige modifizierte Nettolohnanpassung der Renten und die Anpassung des Renteniveaus Ost mit dem hier gewählten Schätzansatz ohne Impulsdummies nicht genau genug erfasst. Die statistische Anpassung für die Veränderung der endogenen Variablen ist bei Verwendung der Impulsdummies dagegen sehr gut. Ohne diese Impulsdummies würde das korrigierte Bestimmtheitsmaß für die Veränderungsrate des Bruttobetrags allerdings „nur“ 0,88 und nicht 0,999 betragen.

Abbildung 3.4
Modellierung der Ausgabenseite



Kursiv: Variable aus gesamtwirtschaftlichem Modell

Schätzgleichung, verknüpft mit gesamtwirtschaftlichem Modell

* Abzüge am Zahlbetrag, Bruttobetrag Ausland, Beitragsanteil und Zuschüsse Inland sowie sonstige Leistungen (Differenz) nicht detailliert modelliert

Tabelle 3.2
Durchschnittliche Rentenzahlungen in der GRV (ohne Knappschafft)

Dependent Variable: DLOG(RV_BRUTTOBETRAG)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q4				
Included observations: 63 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(1-S01Q1)*DLOG(DE_GWAGEE_S(-2))+(S01Q1-S05Q1)*(DLOG(DE_GWAGEE_S(-2)))+DLOG(1-RV_BEITRAGSSATZ(-4)/100-RV_AVA(-4)/100))+S05Q1*(DLOG(DE_GWAGEE_S(-2)))+DLOG(1-RV_BEITRAGSSATZ(-4)/100-RV_AVA(-4)/100))*RV_NFAKTOR(-2)	0.967859	0.003052	317.0938	0.0000
C	4.72E-06	4.01E-05	0.117618	0.9069
I93Q3	-0.027921	0.000388	-72.04325	0.0000
+I95Q3-I96Q3	0.008170	0.000186	44.00285	0.0000
I97Q3+I98Q3+I99Q3	0.011612	0.000156	74.32198	0.0000
I00Q3	-0.003745	0.000266	-14.05995	0.0000
I01Q1+I02Q1	-0.002420	0.000189	-12.81297	0.0000
I01Q3	0.006009	0.000266	22.56975	0.0000
I02Q3	0.004390	0.000268	16.37308	0.0000
I03Q1-I03Q3	0.005628	0.000187	30.05882	0.0000
I06Q3	-0.006406	0.000264	-24.23150	0.0000
I05Q3	-0.009119	0.000264	-34.47957	0.0000
I07Q3	-0.003565	0.000265	-13.46184	0.0000
I04Q3	-0.013461	0.000266	-50.67444	0.0000
I04Q1	0.004785	0.000266	18.01264	0.0000
I05Q1+I06Q1+I07Q1	0.006070	0.000159	38.27862	0.0000
R-squared	0.999736	Mean dependent var		0.005319
Adjusted R-squared	0.999652	S.D. dependent var		0.014009
S.E. of regression	0.000261	Akaike info criterion		-13.44539
Sum squared resid	3.21E-06	Schwarz criterion		-12.90111
Log likelihood	439.5299	Hannan-Quinn criter.		-13.23132
F-statistic	11860.06	Durbin-Watson stat		1.964348
Prob(F-statistic)	0.000000			

Die Rentenformel wird über die dlog-Approximation relativ gut durch die Schätzgleichung abgebildet¹. Ansonsten wurden bevorzugt Fehler-Korrektur-Modelle geschätzt. Bei dem durchschnittlichen Bruttobetrag war das nicht möglich. Insgesamt muss beachtet werden, dass im Rentenmodul letztlich deterministische Beziehungen durch Schätzgleichungen approximiert werden. Die größten Fehler treten dabei nicht durch die dlog-Approximation oder durch die Verwendung der Fehler-Korrektur-Spezifikation auf, sondern durch das zwangsläufig hohe Aggregationsniveau, bei dem viele Details ausgeblen-

¹ Es wurden dafür verschiedene dlog-Varianten getestet, die alle nahezu identische Schätz- und Simulationsergebnisse lieferten. Dies dürfte an den geringen Veränderungsrate und dem Umstand liegen, dass Riesterrente bzw. Altersvorsorgeanteil und Nachhaltigkeitsfaktor auf Werte nahe Eins normiert worden sind.

det bleiben. Insofern eignet sich das hier geschätzte Modell zwar grundsätzlich für die Untersuchung der Beziehungen zwischen Konjunktur und Rentenversicherung, nicht aber für Prognosen.

Im Rentenmodell werden im nächsten Schritt die Bruttobeträge insgesamt durch Multiplikation des durchschnittlichen Bruttobetrages mit der Zahl der Rentenfälle ermittelt. Die Bruttobeträge insgesamt stellen dann die Bemessungsgrundlage für die Schätzung des Zahlbetrags an inländische Rentenempfänger dar. Diese Größe ist Teil der Transferzahlungen an die privaten Haushalte, welche Bestandteil des verfügbaren Einkommens der privaten Haushalte sind.

In Abbildung 3.5 werden die Ausgaben der Rentenversicherung (inklusive Knappschaft und in VGR-Abgrenzung) ähnlich wie zuvor in Abbildung 3.3 dargestellt. Deutlich wird, dass die drei entscheidenden Größen – Bruttobetrag je Rentenfall, Bruttobetrag insgesamt und Zahlbetrag im Inland – endogen für die Rentenversicherung ohne Knappschaft ermittelt werden. Diesen Variablen kommt auf der Ausgabenseite die entscheidende Bedeutung zu. Im Konjunkturmodell werden die Rentenfälle als exogene Größe behandelt.

Abbildung 3.5
Ausgaben der Rentenversicherung

Variable	Betrag	Erklärung	Bezeichnung
RV_Ausgaben	242,86	D	Ausgaben
RV_Vorleist	1,19	x	Vorleistungen
RV_Anentgelt	2,58	x	Sozialbeiträge
RV_monsozleist	234,62	D	Monetäre Sozialleistungen
(RV_Bruttbetrag	(8784 E)	end	Bruttobetrag je Rentenfall)
RV_Bruttbetrag_insg	218,1	D	Bruttobetrag insg.
rv_bruttbetraege_rest	10,9	x	Bruttobeträge Rest
(RV_ZahlbetragInl	182,2	end	Zahlbetrag Inland)
RV_Sonstigeleist	16,5	x	Sonst. Sozialleistungen
RV_sozsachleist	3,81	x	Soziale Sachleistungen
RV_lfdtrf	0,47	x	Sonstige laufende Transfers
RV_lfdtrfanstaat	0,35	x	Laufende Transfers an den Staat
RV_ubrlfdtrf	0,12	x	Übrige laufende Transfers
RV_bruttoinv	0,15	x	Bruttoinvestitionen

Erklärung: D (Definition), end (endogen), x (exogen)

Schwarz: Rentenversicherung mit Knappschaft und in VGR-Abgrenzung

Blau: nur Rentenversicherung

Grün: Differenz

In der folgenden Abbildung 3.6 wird die Anpassungsgüte einer dynamischen Simulation des Rentenmodells für den Zeitraum von Anfang 1994 bis Ende 2007 gezeigt. Insgesamt ist die Anpassungsgüte des Rentenmodells gut. Die Abweichungen sind – mit einer Ausnahme – verhältnismäßig klein. Insbesondere die Ausgabenseite wird perfekt getroffen. Auch der Finanzierungssaldo wird für sich genommen gut vorhergesagt. Kumuliert zeigt die Nachhaltigkeitsrücklage allerdings am Ende des Simulationszeitraums eine Niveauabweichung von bis zu 4 Mrd. Euro.

Abbildung 3.6
Anpassungsgüte des Rentenmodells
 – Abweichungen in Mrd. € pro Quartal bzw. in € pro Monat (Bruttobetrag) –

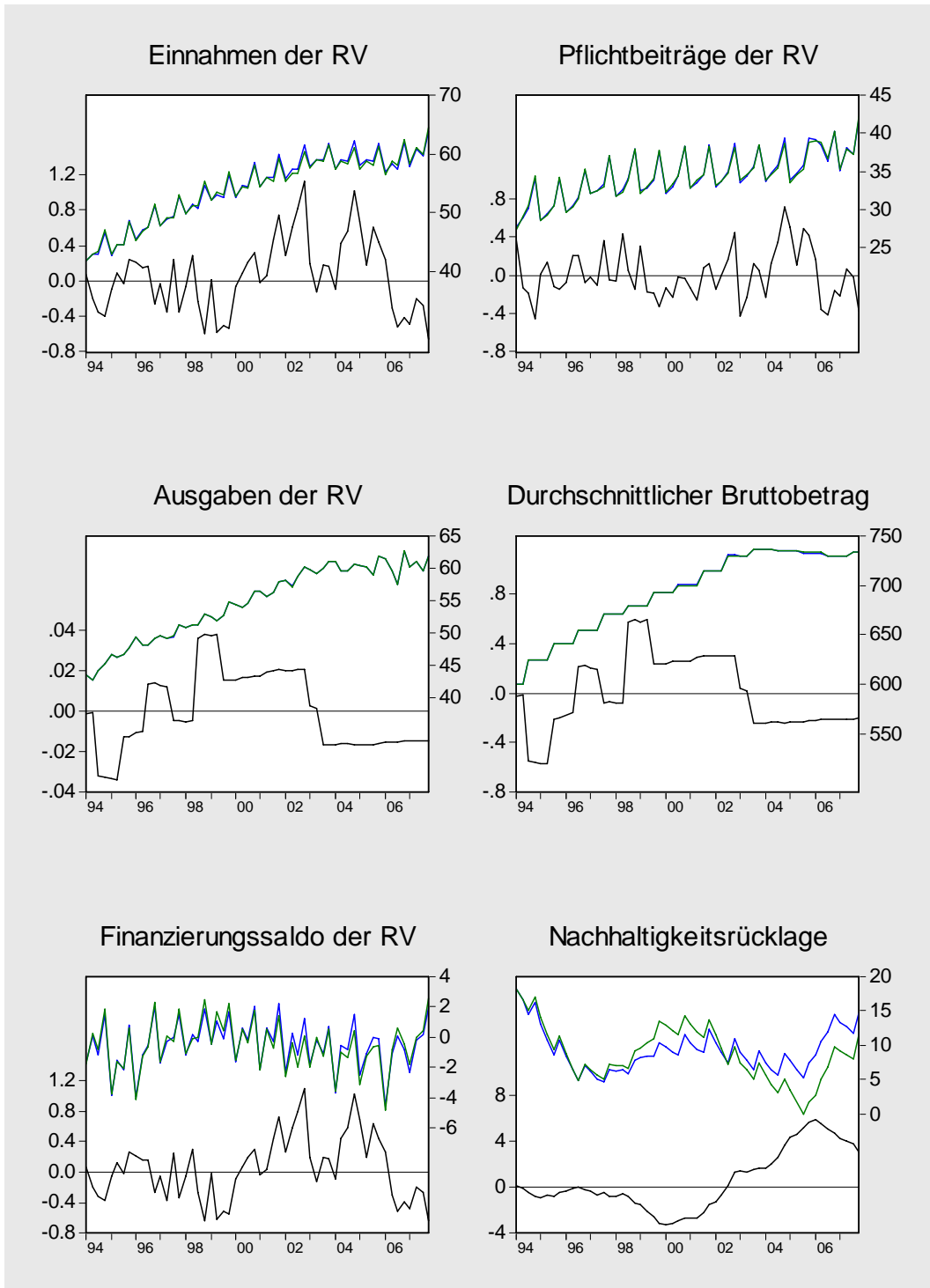
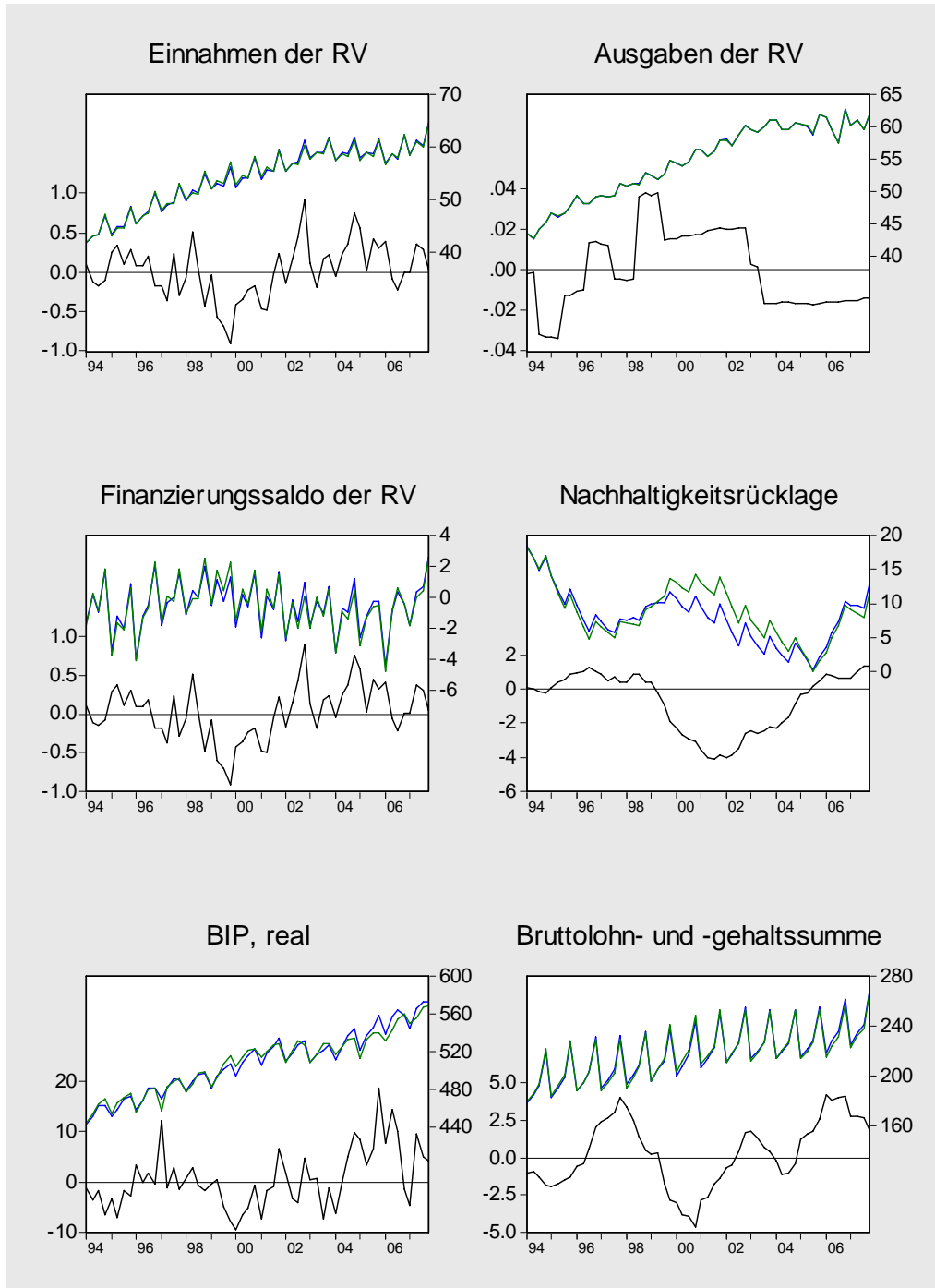


Abbildung 3.7
Anpassungsgüte des Gesamtmodells
 – Abweichungen in Mrd. €–



Auch das Gesamtmodell (vgl. Abbildung 3.7) zeigt eine akzeptable Anpassungsgüte in einer dynamischen Simulation über 14 Jahre. Die Lohnentwicklung ist hier exogen, um bei der Anpassungsgüte keinen Störeinfluss von der stochastischen Gleichung für die Lohnentwicklung zu haben. In Politiksimulationen mit endogenen Löhnen hebt sich dieser Störeinfluss automatisch auf, da er in der Basissimulation und den jeweiligen Politiksimulationen gleichermaßen auftritt.

Anhand des Rentenmodells soll im Folgenden illustriert werden, wie eine Veränderung der Bruttolohn- und -gehaltssumme in Abhängigkeit von ihrer jeweiligen Komponente – Lohn- bzw. Beschäftigungsbestandteil – auf die Einnahmen- und Ausgabensituation der Rentenversicherung einwirkt. Dabei bleiben hier erst einmal Rückkopplungsprozesse über die Gesamtwirtschaft ausgeblendet.

In der ersten Simulation (vgl. Abbildung 3.8) werden die Löhne (pro Kopf) ohne Beschäftigungsausweitung ab dem ersten Quartal 2000 um 10 % gegenüber ihrer tatsächlichen Entwicklung angehoben. Dies führt zeitgleich zu einer fast 10prozentigen Erhöhung der Pflichtbeiträge in der Rentenversicherung. Auch der Bundeszuschuss steigt deutlich, weil er im Wesentlichen an die Entwicklung der BLG gekoppelt ist. Andere Komponenten wie die Beiträge des Bundes für Kindererziehungszeiten oder die Zahlungen der BA für Arbeitslose ändern sich in dieser Simulation nicht. Letztlich steigen die Einnahmen der Rentenversicherung um etwa 8 Prozent gegenüber dem Status quo.

Auf der Ausgabenseite steigen mit Verzögerung die Bruttobeträge der einzelnen Rentenzahlungen um 10 % entsprechend den Lohnsteigerungen. Da andere Ausgabenpositionen der Rentenversicherung hiervon nicht betroffen sind, nehmen die Ausgaben der Rentenversicherung insgesamt um etwa 8 % zu².

Betrachtet man die Entwicklung des Finanzierungssaldos der Rentenversicherung (vgl. Abbildung 3.9), dann zeigt sich die erwartete Verbesserung in den ersten eineinhalb Jahren nach dem Lohnschock. In dieser Zeit erhöht sich die Nachhaltigkeitsrücklage sukzessive. Anschließend wird sie dann wieder von Jahr zu Jahr leicht abgebaut. Wenn man berücksichtigt, dass sich die Ausgaben der Rentenversicherung nach einem Lohnschock tendenziell eher noch etwas stärker erhöhen dürften, dann schmilzt die Nachhaltigkeitsrücklage noch schneller wieder ab.

² Bei allgemeinen Lohnsteigerungen müssten genau genommen auch die Entgelte der bei der Rentenversicherung beschäftigten Personen um 10% steigen, was sich in den Arbeitnehmerentgelten der Rentenversicherung zeigen würde. Auch dürften die sozialen Sachleistungen der Rentenversicherung teurer werden. Beides ist hier nicht berücksichtigt.

Abbildung 3.8
Lohnschock I (nur Rentenmodell)
 – Abweichungen in % gegenüber dem Status quo –

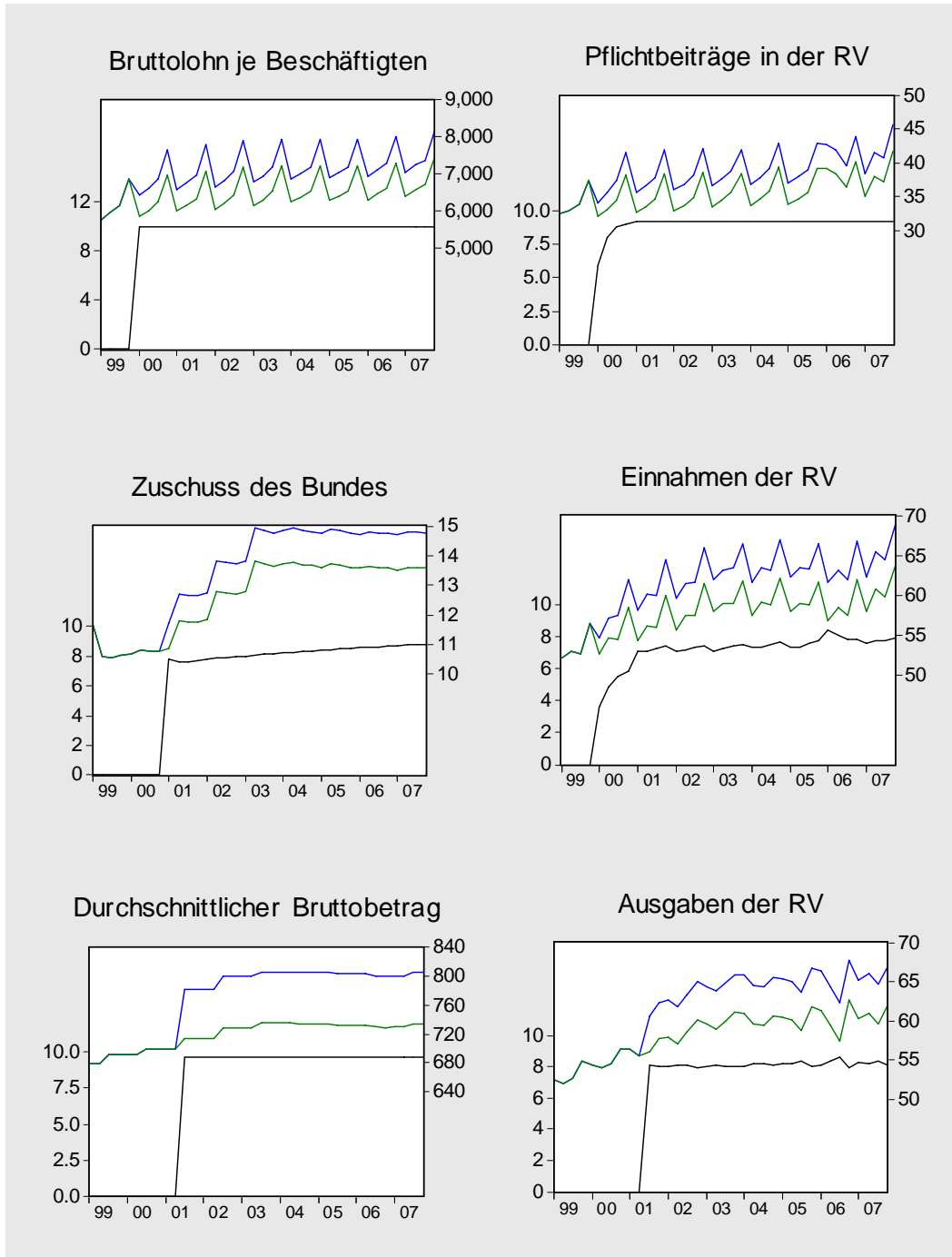
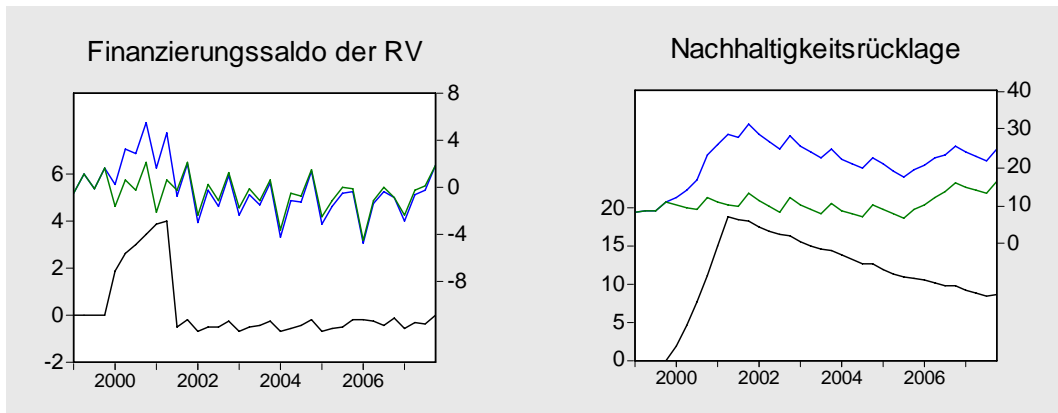


Abbildung 3.9
Lohnschock II (nur Rentenmodell)
 – Abweichungen in Mrd. € vom Status quo –



In der nächsten Simulation wird die Zahl der Beschäftigten zum ersten Quartal 2000 um 10 % gegenüber der Status quo Entwicklung angehoben. Wie im Fall des Lohnschocks erhöht sich die Bruttolohn- und -gehaltssumme ebenfalls um 10 %, doch dieses Mal mit anderen Konsequenzen auf der Ausgabenseite der Rentenversicherung (vgl. Abbildung 3.10). Die Einnahmen steigen, ohne dass es zu einer Ausgabensteigerung kommt. Die Nachhaltigkeitsrücklage steigt stetig an. In diesem Simulationsexperiment mit einem 10prozentigen Beschäftigungsanstieg „explodiert“ die Nachhaltigkeitsrücklage geradezu (vgl. Abbildung 3.11). In der Realität würde in einer solchen Situation relativ schnell der Beitragssatz zur Rentenversicherung gesenkt. Der Nachhaltigkeitsfaktor würde für sich genommen die Bruttobeträge der Rentenzahlungen Anfang des Jahrtausends erhöhen, setzt tatsächlich aber erst in 2005 ein.

Abbildung 3.10
Beschäftigungsschock I (nur Rentenmodell)
 – Abweichungen in % gegenüber Status quo –

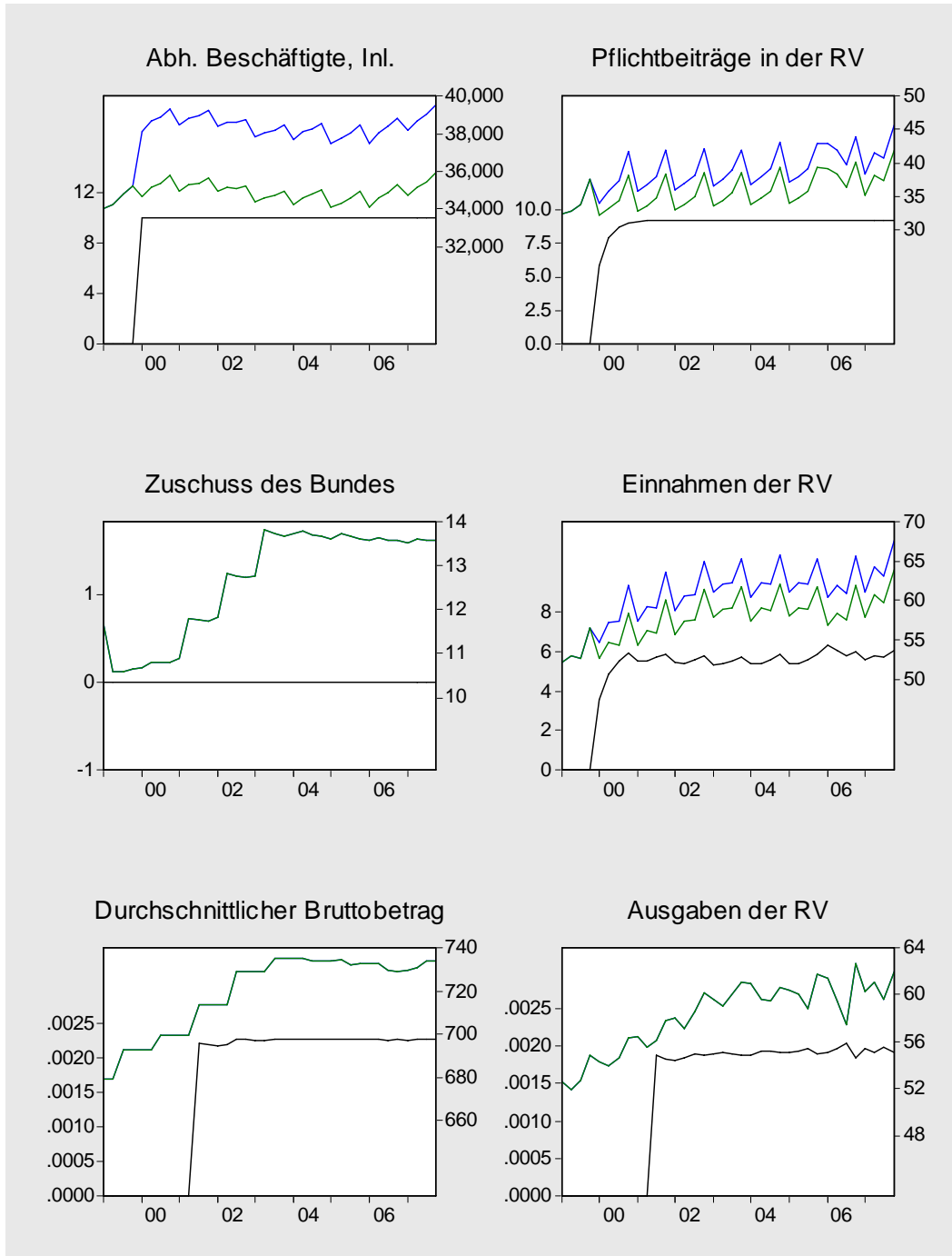
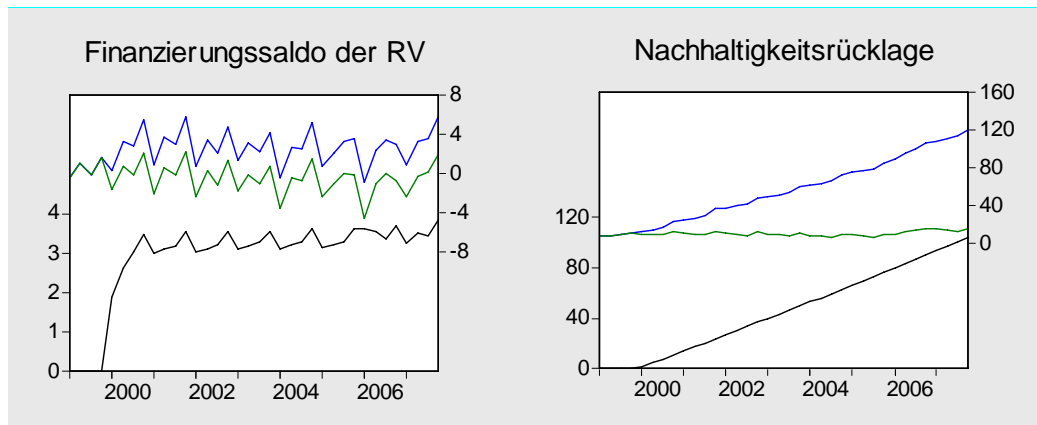


Abbildung 3.11
Beschäftigungsschock II (nur Rentenmodell)
 – Abweichungen in Mrd. € gegenüber Status quo –



3.6 Konjunktur und Rentenversicherung: Simulationsergebnisse

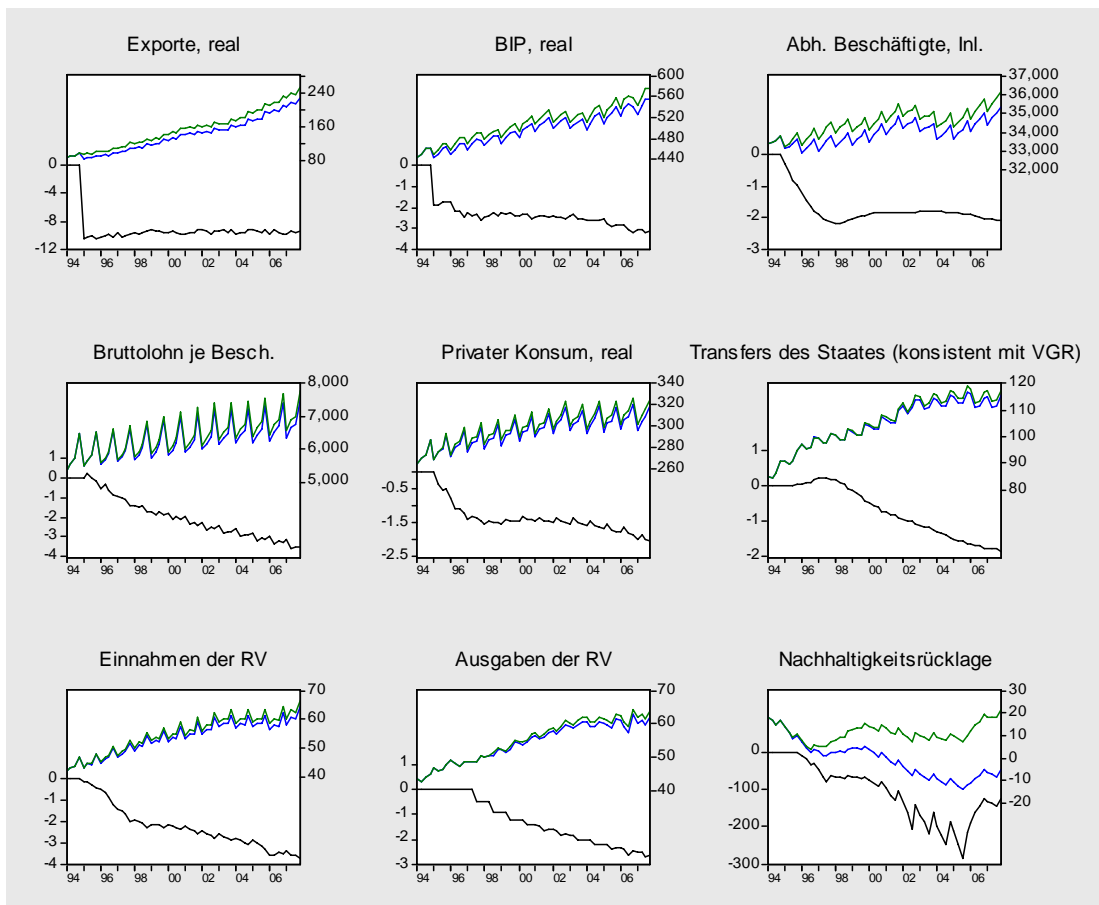
Im Folgenden wird mit Hilfe des Gesamtmodells analysiert, wie sich konjunkturelle Schocks auf die Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung auswirken. Dabei wird traditionell zwischen Nachfrageschocks und Preisschocks unterschieden. Als Beispiel für einen Nachfrageschock bietet sich ein deutlicher Einbruch bei den Exporten an. Ein „Experiment“, das sich gegenwärtig tatsächlich so abspielt. Anhand der Modellsimulationen lassen sich die Stärke der Effekte und die dynamischen Abläufe zwischen Einnahmen- und Ausgabenseite der Rentenversicherung nach verfolgen. Als Beispiel für einen Preisschock bietet sich ein Lohnschock – hier ein unerwarteter starker Anstieg der Lohnsteigerungen – an. Ein solcher Lohnschock wirkt für sich genommen verzögert über die Rentenformel auf die Rentenzahlungen und damit auf die verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte. Er wirkt aber im gesamtwirtschaftlichen Modell direkt auf die verfügbaren Einkommen der Lohnempfänger, auf die Preise und die internationale Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft. Von Interesse ist am Ende der Gesamteffekt.

3.6.1 Exportschock

Mit Hilfe des ökonometrischen Gesamtmodells können die Auswirkungen eines Nachfrageschocks simuliert werden. Angenommen wird ein plötzlicher Einbruch der Warenexporte in Höhe von 10 % gegenüber dem Status quo (vgl. Abbildung 3.12). Ein solcher Schock reduziert das reale Bruttoinlandsprodukt sofort um etwa 2 %, langfristig sogar um bis zu 3 %. Verbunden mit dem hier unterstellten Exporteinbruch um 10 % sinkt das Beschäftigungsniveau innerhalb von drei Jahren um über 2 % und stabilisiert sich etwa auf diesem niedrigen Niveau. Der kurzfristige Produktivitätsrückgang und die steigende Arbeitslosigkeit verschlechtern die Verhandlungsposition der Gewerkschaften in den Tarif-

verhandlungen. Ein Prozess jeweils geringfügig niedrigerer Effektivlohnsteigerungen setzt ein und dauert lang an. Beschäftigungsrückgang und niedrigere Lohnsteigerungen gemeinsam reduzieren die Bruttolohn- und -gehaltssumme und damit die Einnahmen der Rentenversicherung. Diese gehen in den ersten drei Jahren des Konjunkturinbruchs relativ schnell um über 3 % gegenüber dem Status quo zurück, anschließend verläuft der weitere Rückgang gedämpft.

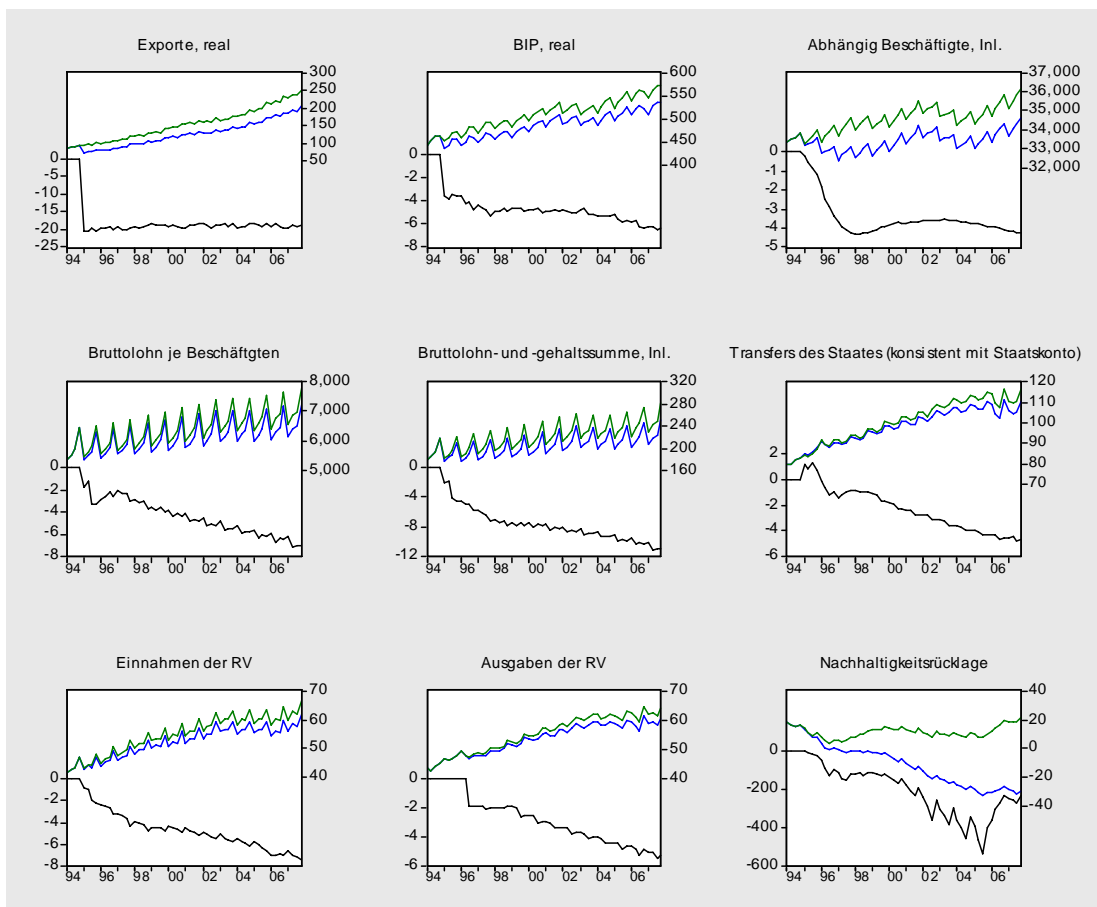
Abbildung 3.12
Exportschock I (Gesamtmodell)
 – Abweichungen in % gegenüber dem Status quo –



Die Ausgabenseite der Rentenversicherung reagiert verzögert, dennoch deutlich. Hier schlagen die niedrigeren Lohnsteigerungen durch. In der Simulation wirkt der Nachhaltigkeitsfaktor erst am Ende, in der aktuellen Situation greift er aber schon früher und reduziert die Rentensteigerungen zusätzlich. Die Nachhaltigkeitsrücklage sinkt permanent, wobei man in der Abbildung auf die absolute Differenz in den Niveaus der beiden Simulationen achten sollte und nicht auf die relative Abweichung. Letztere wird durch das Niveau der Nachhaltigkeitsrücklage in der Status quo Simulation stark beeinflusst. Der private Konsum wird kurzfristig durch den Beschäftigungsrückgang gedämpft, mittel- bis langfristig wirken sich dann die niedrigeren Lohnzuwächse und sinkende Transferzahlungen des Staates negativ aus. Zu Beginn der Krise steigen die Transferzahlungen an die privaten Haushalte allerdings insbesondere wegen den Leistungen der Bundesanstalt für

Arbeit. Langfristig findet dann eine Anpassung an das niedrigere Lohnniveau statt. Ähnlich das Muster der Preisentwicklung. Das Verbraucherpreisniveau bewegt sich erst nach vier Jahren unter seinem Niveau in der Status quo Simulation. Am Ende des Zeitraums liegt es um 0,8 % niedriger.

Abbildung 3.13
Exportschock II (Gesamtmodell)
 – Abweichungen gegenüber dem Status quo in % –



Im Folgenden (vgl. Abbildung 3.13) sollen die Auswirkungen der gegenwärtigen Situation im Frühjahr 2009 auf die Gesamtwirtschaft und speziell die Rentenversicherung zeitversetzt simuliert werden. Zu Beginn des Jahres 2009 sind die Exporte nicht um 10 %, sondern um über 20 % gegenüber Vorjahrsniveau eingebrochen. Daher ist gegenwärtig mit einem mindestens doppelt so hohen Effekt zu rechnen wie in der zuvor durchgeführten experimentellen Simulation. Hinzu kommt, dass die Regeln für die Inanspruchnahme von Kurzarbeit für die Unternehmen attraktiver gestaltet wurden. Von daher ist mit einer stärkeren Inanspruchnahme als in früheren Rezessionen zu rechnen. Dies zeigen auch die Anträge auf Kurzarbeit im Frühjahr 2009.

Kurzarbeit wirkt stärker auf die Ausgaben- als auf die Einnahmenseite der Rentenversicherung ein. Im Prinzip wird durch Kurzarbeit die Bruttolohn- und -gehaltssumme nicht so stark beeinflusst, allerdings seine Zusammensetzung umso mehr. Statt eines Rück-

gangs der Beschäftigung – in Köpfen gerechnet – nach einem Konjunkturinbruch findet ein verzögerter Beschäftigungsabbau statt. Die betroffenen Personen arbeiten reduziert und erhalten ein entsprechend niedrigeres Monatsentgelt – gemäß einigen Tarifverträgen wird dieses Entgelt aufgestockt. Gleichzeitig erhalten die Arbeitnehmer von der BA Kurzarbeitergeld – in Abhängigkeit von dem Entgeltausfall und der Familiensituation. Ohne Kurzarbeit würde die Beschäftigung – in Köpfen gerechnet – stärker sinken, allerdings wären dann auch weniger Personen betroffen. Das tatsächliche Arbeitsvolumen dürfte sich mit und ohne Kurzarbeit etwa ähnlich entwickeln. Ein technischer Nebeneffekt dieser arbeitsmarktpolitischen Maßnahme ist ein absoluter Rückgang der durchschnittlichen Bruttolöhne pro Kopf, da in die Berechnung der durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelte das Kurzarbeitergeld nicht eingeht. Das führt dann für sich genommen zu einer Rentenkürzung. Läuft die Kurzarbeit aus – weil die Kurzarbeiter entlassen werden oder die Konjunktur wieder anzieht – tritt der Gegeneffekt ein; die Bruttolöhne pro Kopf und die Renten steigen überdurchschnittlich an. Mittelfristig hat dieser Effekt dann keine Auswirkungen auf die Rentenhöhe

Es dürfte nie die Intension der Konstrukteure der Rentenformel gewesen sein, diese beiden gegenläufigen Effekte auf die Renten, die durch die Nutzung von Kurzarbeit entstehen können, als Begründung für Rentenrückgänge und anschließende überproportionale Steigerungen wirken zu lassen. Im Grunde müsste nur der „Kurzarbeitereffekt“ auf die durchschnittlichen Bruttolohnsteigerungen rausgerechnet werden, um diese ökonomisch nicht gerechtfertigten Schwankungen bei den Renten zu verhindern. Ein ähnliches Problem entstand 2005 mit der Ausweitung der Ein-Euro-Jobber und deren Berücksichtigung als Beschäftigte. Durch einen Wechsel von der Kategorie „Beschäftigte“ zu „Arbeitnehmer“ wurden die Ein-Euro-Jobber aus der Berechnung ausgeschlossen.

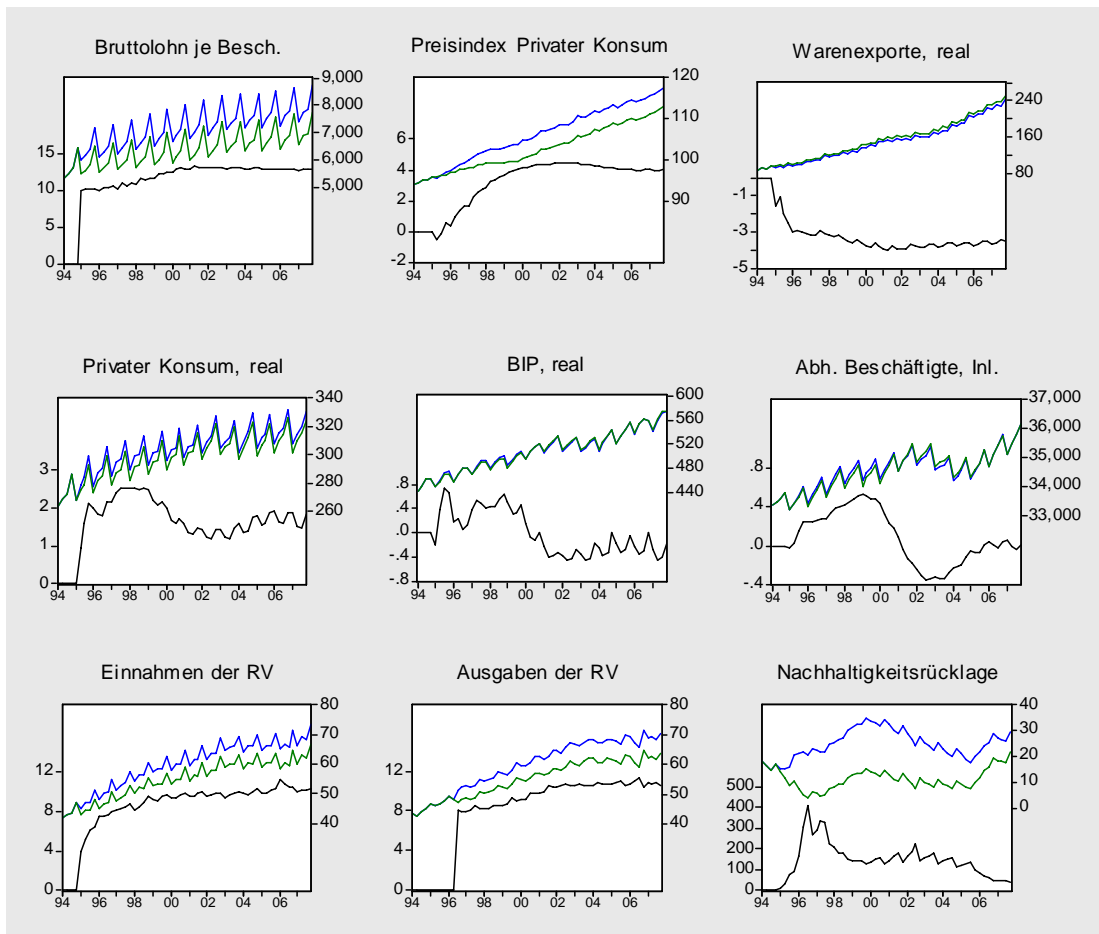
Letztlich verzögert Kurzarbeit den Beschäftigungsabbau (in Köpfen) und reduziert damit die Bruttolöhne (pro Kopf) in der Simulation kurzfristig um annahmegemäß durchschnittlich rund 2 %. Letzteres wirkt auf die Rentenausgaben über die Rentenformel. Diese fallen dann – verzögert – ebenfalls rund 2 % niedriger aus. Zuvor steigen allerdings die Kurzarbeiterzahlungen. Alternativ hätten die Personen nach einer Entlassung Arbeitslosengeld bezogen. Die Transferzahlungen insgesamt an die privaten Haushalte steigen daher zu Beginn der Krise erst einmal deutlich an.

Die hier simulierte Krise mit ihrem 20prozentigen Exporteinbruch und dem Rückgang des BIP um über 4 % eröffnet eine neue Dimension. Der darauf folgende starke Beschäftigungsabbau um rund 4 % wirkt belastend auf die Lohnverhandlungen. Die Lohnerhöhungen fallen daher auf lange Zeit deutlich niedriger als unter Status quo Bedingungen aus. Dies reduziert die Einnahmen und die Ausgaben der Rentenversicherung. Die Nachhaltigkeitsrücklage gerät relativ schnell ins Minus mit der Folge, dass die Beitragssätze erhöht werden müssen. Eine solche Beitragssatzerhöhung wirkt ihrerseits noch einmal konjunkturdestabilisierend. Letztlich kann der starke Exporteinbruch mit seinen negativen Wohlfahrtswirkungen in späteren Jahren nicht mehr aufgeholt werden. Anhand der Abbildung 3.13 ist zu erkennen, dass in diesem Szenario das Wirtschaftswachstum bereits im Jahr nach dem Exporteinbruch wieder deutlich zulegt. Der Abstand zum Status quo Niveau beim Bruttoinlandsprodukt bleibt aber bestehen.

3.6.2 Lohnschock

Als Angebots- bzw.- Preisschock wird im Folgenden ein Lohnschock im Gesamtmodell simuliert. Dabei wird die Schätzggleichung für die Effektivlöhne verwendet und ein dauerhafter Niveausprung um 10 % in der Gleichung eingesetzt. Anschließend stellen sich weitere endogene Lohnanpassungen an veränderte Preis- und Produktivitätsentwicklungen und die Arbeitslosigkeit ein. Insgesamt steigt so das Lohnniveau pro Kopf nach ein paar Jahren um bis zu 13 % über das Status quo Niveau (vgl. Abbildung 3.14). Maßgeblich dafür ist ein induzierter Preisanstieg. Der Deflator des privaten Verbrauchs liegt nach sieben Jahren um gut 4 % über seinem Status quo Niveau. Mit dem gestiegenen Lohnniveau verliert die deutsche Wirtschaft an Wettbewerbsfähigkeit (bzw. kann sie nicht wie in der Vergangenheit weiter ausbauen). Daher fallen die Exporte deutlich unter ihr status quo Niveau, während gleichzeitig der reale private Konsum von den Lohnerhöhungen profitiert. Beim Einfluss auf das reale BIP gleichen sich positive und negative Effekte weitgehend aus. In den ersten Jahren überwiegen die positiven Effekte, anschließend die negativen. Das gleiche zeigt sich bei der Beschäftigungsentwicklung. Maßgeblich für diesen Verlauf dürfte die verzögerte Preisanpassung sein. Mit dem höheren Lohnniveau pro Kopf steigen auch sofort die Einnahmen der Rentenversicherung, während sich die Ausgaben nur verzögert anpassen. Insgesamt profitiert davon die Nachhaltigkeitsrücklage am Anfang sehr deutlich. Im Laufe der Zeit baut sich der positive Effekt der ersten Jahre aber schrittweise wieder ab. Insgesamt sind die Wirkungen eines Lohnschocks für die Rentenversicherung im Gesamtmodell denen im reinen Rentenmodell sehr ähnlich (s.o.).

Abbildung 3.14
Lohnschock (Gesamtmodell)
 – Abweichungen in % des Status quo –



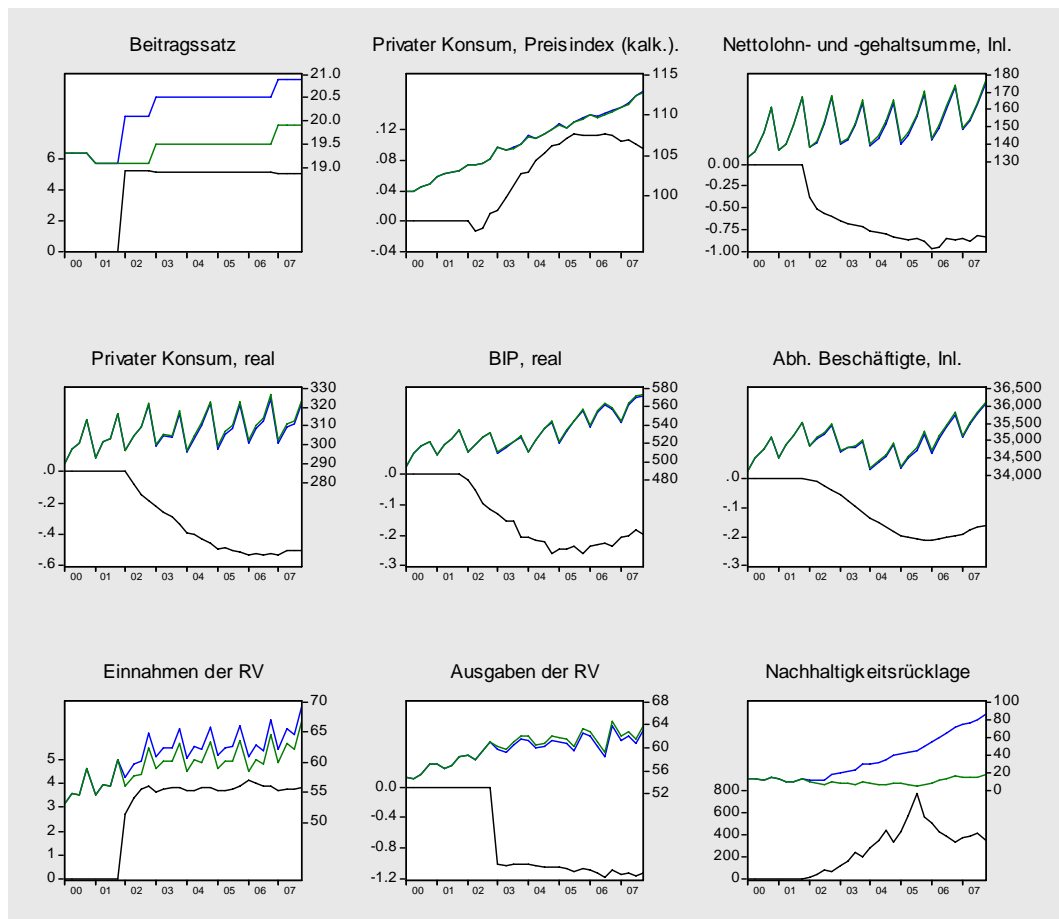
3.6.3 Beitragssatzerhöhung

Von besonderem Interesse dürften die gesamtwirtschaftlichen Wirkungen sein, die durch einen Anstieg der Beitragssätze zur Rentenversicherung ausgelöst werden. Daher wird dazu eine Simulation durchgeführt, bei der der Beitragssatz insgesamt um einen Prozentpunkt angehoben wird, aufgespalten je zur Hälfte für den Beitragssatz der Arbeitnehmer und den der Arbeitgeber.

Eine Anhebung des Beitragssatzes zur Rentenversicherung erhöht zum einen die Arbeitskosten, wirkt damit preissteigernd und reduziert die internationale Wettbewerbsfähigkeit. Gleichzeitig wird die Nettolohn- und -gehaltssumme direkt reduziert (vgl. Abbildung 3.14). In die Entwicklung der Nettolohn- und -gehaltssumme gehen allerdings noch weitere Effekte ein. Durch die kontraktiven Effekte der Beitragssatzerhöhung sinkt die Beschäftigung, gleichzeitig fallen die Effektivlohnsteigerungen vergleichsweise geringer aus. Insgesamt sinkt die Nettolohn- und -gehaltssumme fast doppelt so stark, wie bei alleiniger Berücksichtigung des direkten Effekts. Real liegt sie nach vier Jahren um bis zu einem Prozent unter ihrem Status quo Niveau. Die schlechtere internationale Wettbewerbsfähigkeit und der geringere reale private Verbrauch lassen auch das Bruttoinlands-

produkt zurückgehen. So negativ diese Entwicklung in der Gesamtwirtschaft abläuft, so positiv ist der Effekt der Beitragssatzerhöhung für die Finanzsituation der Rentenversicherung. Die Einnahmen steigen um rund 4 %, während die Ausgaben um gut ein Prozent gegenüber dem Status quo zurückgehen. Letzteres liegt an der Rentenformel, die Beitragssatzänderungen berücksichtigt, und an den geringeren induzierten Lohnsteigerungen und dem Beschäftigtenrückgang, der zu geringeren Anpassungsraten führt. Real werden die niedrigeren Transfers der Rentenversicherung noch durch das leicht höhere Preisniveau entwertet. Die Nachhaltigkeitsrücklage steigt stetig an, was in der Realität nach einiger Zeit zu einer Zurücknahme der Beitragssatzerhöhung führen würde.

Abbildung 3.15
Erhöhung des Beitragssatzes zur Rentenversicherung
– Abweichungen in % gegenüber dem Status quo –



4 Zur Konjunkturstabilisierung durch die Rentenversicherung – ökonomische Simulationsergebnisse

4.1 Vorbemerkung

In Kapitel 3 wurden die gesamtwirtschaftlichen Zusammenhänge zwischen Konjunktur und Rentenversicherung analysiert, das ökonomische Modell der Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung entwickelt, in das gesamtwirtschaftliche Konjunkturmодell des IMK integriert und zuletzt die Reaktionen der Einnahmen und Ausgaben der Rentenversicherung auf gesamtwirtschaftliche Schocks untersucht. In Kapitel 4 soll nun genauer analysiert werden, in welchem Ausmaß die Rentenversicherung die Konjunktur stabilisiert. Dazu wird die Bedeutung einzelner Elemente der Rentenformel – Abhängigkeit der Ausgaben von den Lohnsteigerungen und nicht von der Bruttolohn- und -gehaltssumme, stärker verzögerte Reaktion der Ausgaben auf Lohnsteigerungen, Bedeutung des Nachhaltigkeitsfaktors – für die Konjunktur untersucht. Dazu muss jeweils eine modifizierte Rentenformel geschätzt werden, wie sie so in der Vergangenheit nie gültig war.³ Die Elastizität zwischen der jeweils modifizierten Rentenformel und den Bruttobeträgen für die Rentenzahlungen wird jeweils auf Eins gesetzt. Diese Schätzgleichungen sind zwangsläufig nicht besonders gut in Bezug auf ihre Anpassungsgüte. Für den hier vorliegenden Zweck, Abweichungen zwischen zwei Simulationen zu ermitteln, sind sie aber geeignet. Gegenstand von Kapitel 5 ist dann der konjunkturelle Einfluss, der durch die Absenkung des Rentenniveaus, der Einführung der Riestertreppe und der Riesterrförderung ausgeht.

4.2 Maßstab für die Konjunkturstabilisierung der Rentenversicherung

Zu Beginn der Analyse muss ein geeigneter Maßstab für die Konjunkturstabilisierung durch die Rentenversicherung festgelegt werden. Eine ideale Bezugsgröße wäre eine konjunkturalneutral konstruierte Rentenversicherung. Von ihr ginge keine Veränderung der Auslastung des Produktionspotentials aus. Eine solche Rentenversicherung ist aber kaum zu gestalten, weil von den einzelnen Einnahmen- und Ausgabenelementen der Rentenversicherung jeweils unterschiedliche Einflüsse auf die Konjunktur ausgehen. Diese Einflüsse können je nach Konjunktursituation auch noch variieren. Zudem lassen sie sich kaum exakt bestimmen. Daher soll im Folgenden eine einfache Approximation dieser Bezugsgröße Verwendung finden, nämlich die Orientierung an der Defizit- bzw. Überschussentwicklung der Rentenversicherung. Nach dieser einfachen Regel findet eine Rentenformel als Benchmark Anwendung, in der die Ausgaben der Rentenversicherung genau den Einnahmen entsprechen (vgl. Tabelle 4.1), vom Finanzierungssaldo der Rentenversi-

³ Zum einfacheren Vergleich wird die Rentenformel für die Analysen von Kapitel 4 auf die hier wesentlichen Elemente „Lohnentwicklung“, „Riestertreppe“ und „Nachhaltigkeitsfaktor“ reduziert und entsprechend geschätzt.

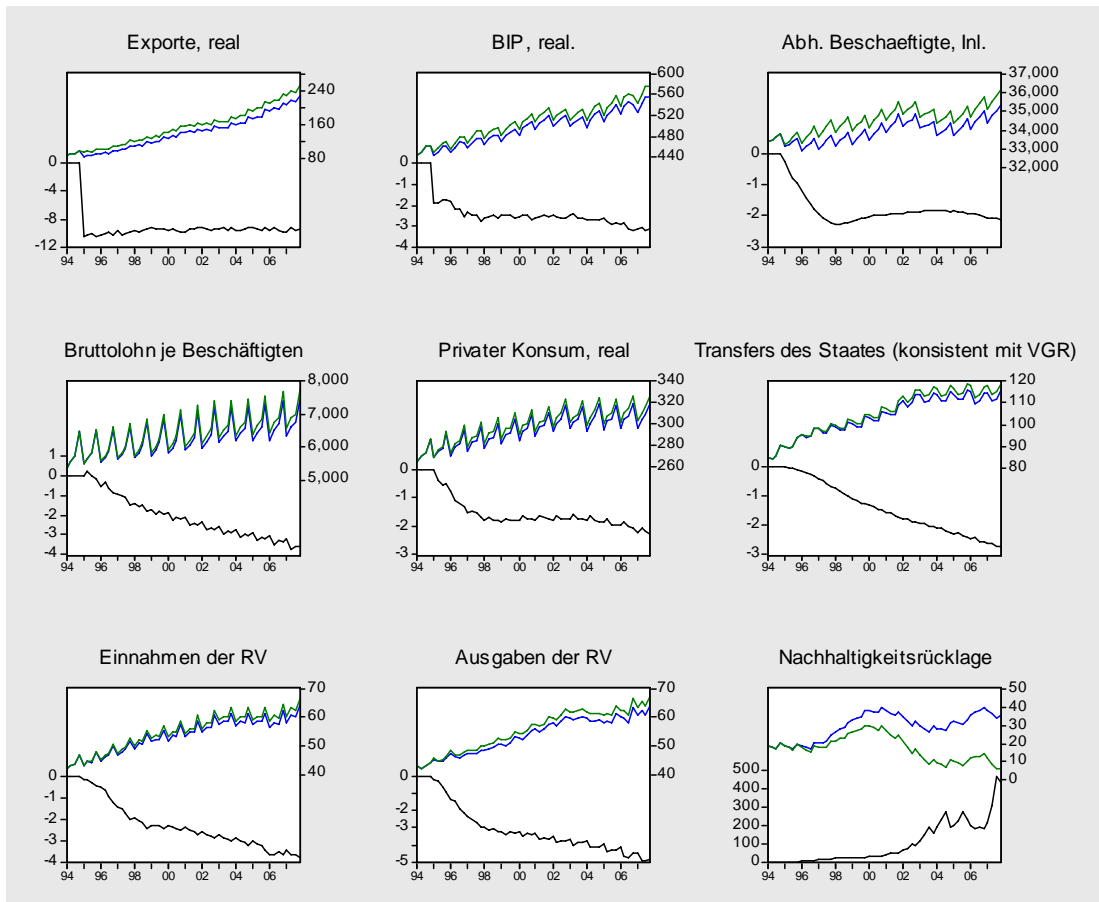
cherung also keine Entzugseffekte oder Impulse auf die Gesamtwirtschaft ausgehen. Dabei werden zwangsläufig unterschiedlich hohe Multiplikatoreffekte auf der Einnahmen- und Ausgabenseite vernachlässigt.

Tabelle 4.1
Modifizierte Rentenformel mit sofortiger Renten Anpassung (Benchmark)

Dependent Variable: DLOG(RV_BRUTTOBETRAG)-(1-S05Q1)				
*DLOG(DE_GWAGE)*RV_RIESTERTREPPE(-4)-S05Q1				
*DLOG(DE_GWAGE)*RV_RIESTERTREPPE(-4)*RV_NFAKTOR(-2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q4				
Included observations: 63 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001236	0.001300	0.951410	0.3456
Z1	0.305385	0.004184	72.98271	0.0000
Z2	0.083622	0.004046	20.66590	0.0000
Z3	0.102737	0.004047	25.38732	0.0000
S05Q1*Z1	-0.040943	0.009330	-4.388071	0.0001
S05Q1*Z2	-0.012246	0.009267	-1.321460	0.1919
S05Q1*Z3	-0.023791	0.009268	-2.567080	0.0131
I93Q2-I93Q3	-0.026945	0.007513	-3.586439	0.0007
I04Q1	-0.020163	0.010646	-1.893947	0.0636
R-squared	0.992356	Mean dependent var		-0.001980
Adjusted R-squared	0.991223	S.D. dependent var		0.108993
S.E. of regression	0.010211	Akaike info criterion		-6.199151
Sum squared resid	0.005630	Schwarz criterion		-5.892989
Log likelihood	204.2733	Hannan-Quinn criter.		-6.078736
F-statistic	876.2664	Durbin-Watson stat		1.985012
Prob(F-statistic)	0.000000			

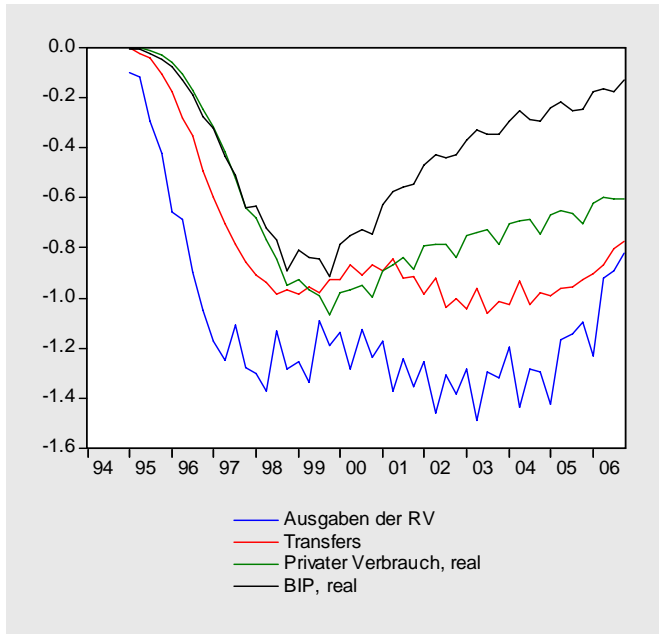
Es wird also im Folgenden eine Basissimulation durchgeführt, bei der sich Veränderungen der Bruttolohn- und -gehaltssumme sofort in entsprechend veränderten Rentenzahlungen niederschlagen. Anschließend werden exogene Schocks unter dieser neuen Rentenformel mit ihren Auswirkungen auf die Gesamtwirtschaft und die Rentenversicherung durchgeführt (vgl. Abbildung 4.1). Ein Vergleich mit den entsprechenden Simulationen in Kapitel 3 gibt Hinweise auf die Stärke der Konjunktur stabilisierung durch die geltenden Einnahme- und Ausgabenregelungen der Rentenversicherung.

Abbildung 4.1
Exportschock ohne Konjunktur stabilisierung durch die RV
– Abweichungen in % von der Basissimulation –



Auf den ersten Blick scheinen die Ergebnisse von Abbildung 4.1 denen von Abbildung 3.12 ähnlich zu sein. Bei genauer Analyse fallen jedoch nennenswerte Unterschiede auf. In der Benchmark-Simulation passen sich die Rentenzahlungen der Rentenversicherung sofort an die niedrigeren Einnahmen an mit der Konsequenz, dass die Rentenzahlungen an die privaten Haushalte auch sofort unter das Niveau in der Basissimulation sinken. Gemäß der geltenden Rentenformel steigen diese Transfers in den ersten Jahren des Exporteinbruchs jedoch noch wegen der verzögerten Anpassung an. In der Benchmark-Simulation fällt damit die von der Rentenversicherung ausgehende Stabilisierung beim privaten Verbrauch weg und dieser sinkt vergleichsweise stärker. Die Auswirkungen auf das reale BIP werden durch gleich laufende Wirkungen auf die Importe gemildert. Die Nachhaltigkeitsrücklage wird in den ersten Jahren der Simulation kaum beeinflusst. Erst später reagiert sie, beeinflusst von Sekundäreffekten.

Abbildung 4.2
Exporteinbruch ohne Konjunktur stabilisierung durch RV
 – Differenz der jeweiligen Wirkungen in Mrd. € –



In Abbildung 4.2 werden die Differenzen zwischen der Benchmark Simulation bei einem Exporteinbruch und der Simulation des Exporteinbruchs bei gültiger Rentenformel gezeigt. Der größte Unterschied zeigt sich bei den Ausgaben der Rentenversicherung. Diese sind in der Benchmark Simulation um bis zu 1,4 Mrd. € pro Quartal niedriger. In den gesamten Transfers an die privaten Haushalte zeigt sich dieser Effekt allerdings nur noch abgeschwächt. Einmal, weil hier die Zahlungsbeträge an die Rentner maßgeblich sind und nicht die höheren Bruttobeträge. Und dann dürfte es geringe kompensierende Effekte über mehr Arbeitslosengeldzahlungen geben. Letztlich schlagen sich die niedrigeren Transferzahlungen an die privaten Haushalte mit einer kurzen Verzögerung auch in den Konsumausgaben der privaten Haushalte und im realen BIP nieder. In Tabelle 4.1 werden die Effekte jeweils getrennt für die beiden Simulationen und die gezeigten Variablen als Jahreswerte ausgewiesen. So sinkt z.B. im Jahr 1998 – drei Jahre nach simuliertem Exporteinbruch – der reale private Verbrauch in der Benchmark Simulation um 20,7 Mrd. € gegenüber Basissimulation (ohne Konjunkturreinbruch), während der Rückgang des privaten Konsums – bei gleich starkem Exporteinbruch – im selben Jahr bei der derzeit gültigen Rentenformel 17,4 Mrd. € beträgt.

Tabelle 4.2
Exporteinbruch ohne Konjunktur Stabilisierung durch RV
– Abweichungen in Mrd. € jeweils gegenüber Basissimulation –

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Benchmark						
Privater Verbrauch, real	-4.0	-12.5	-17.8	-20.7	-21.2	-20.7
BIP, real	-33.3	-41.0	-48.3	-49.8	-49.2	-51.8
Ausgaben der RV	-0.9	-3.3	-5.3	-6.5	-7.2	-7.7
Transfers	-0.2	-0.9	-2.1	-3.6	-5.0	-6.0
Normale Rentenformel						
Privater Verbrauch, real	-4.0	-11.9	-16.0	-17.4	-17.3	-16.8
BIP, real	-33.2	-40.3	-46.3	-46.7	-45.8	-48.8
Ausgaben der RV	0.0	0.0	-0.5	-1.4	-2.3	-3.0
Transfers	0.0	0.4	0.8	0.2	-1.1	-2.5

4.3 Wirkungen einer längeren Anpassungsfrist für die Rentenzahlungen

In dieser Simulation soll die Anpassungsfrist in der Rentenformel für die Reaktion der Renten auf Lohnerhöhungen von derzeit sechs Quartale um zwei Jahre auf 14 Quartale verlängert werden. Die Unterschiede in der Stabilisierungswirkung bei einem Nachfrageschock zeigen sich deutlich (vgl. Abbildung 4.3). Die Ausgaben reagieren jetzt stark verzögert, was die Nachhaltigkeitsrücklage schnell ins Defizit treibt. In dieser Simulation wird dies ohne Beitragssatzerhöhung „akzeptiert“. Nur so lässt sich auch die Stabilisierungswirkung der Rentenversicherung erhöhen. Die Transferzahlungen an die privaten Haushalte fallen in dieser Variante erst nach einigen Jahren unter ihr Niveau in der Basissimulation. Der private Verbrauch und das reale BIP werden so stärker stabilisiert als unter normalen Umständen mit der gültigen Rentenformel.

Tabelle 4.3
Modifizierte Rentenformel mit langer Anpassungsfrist

Dependent Variable: DLOG(RV_BRUTTOBETRAG)-(1-S05Q1)
***DLOG(DE_GWAGEE_S(-10))*RV_RIESTERTREPPE(-4)-S05Q1**
***DLOG(DE_GWAGEE_S(-10))*RV_RIESTERTREPPE(-4)**
***RV_NFAKTOR(-2)**

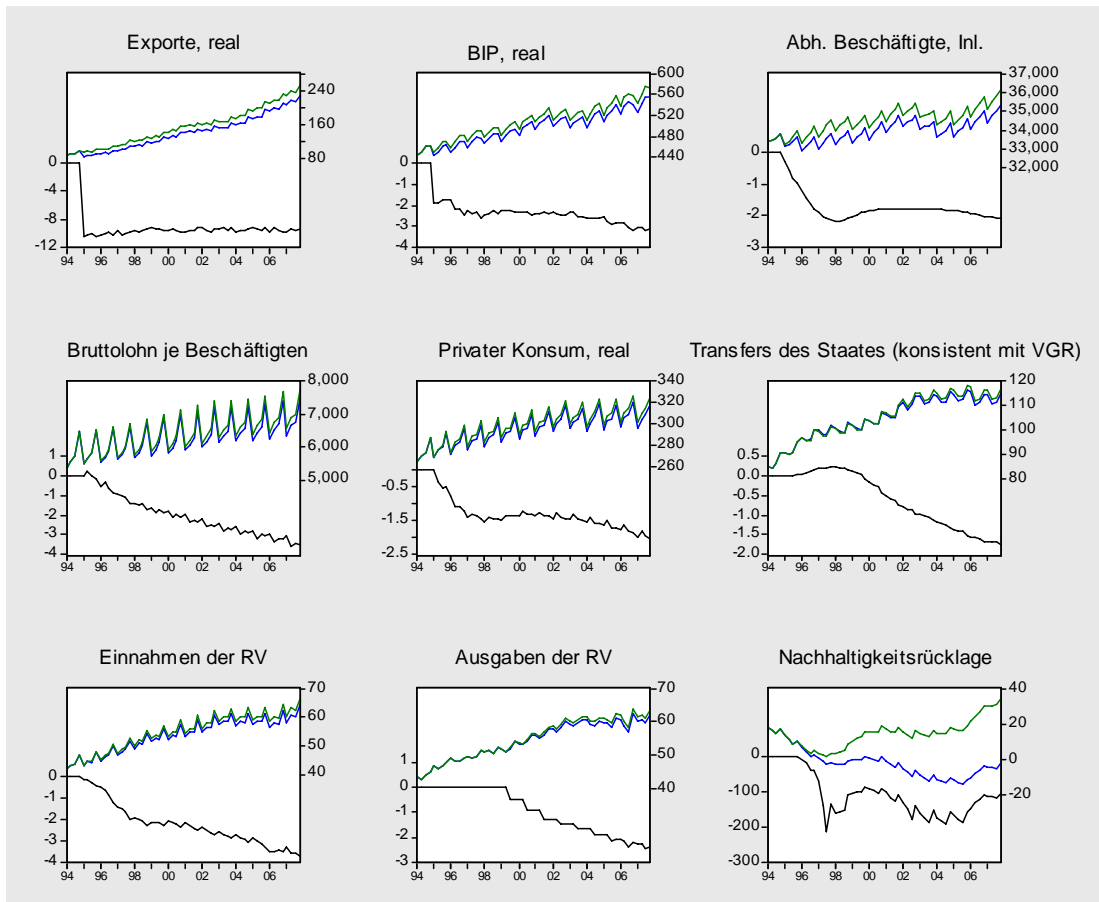
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q4
Included observations: 63 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002119	0.000103	20.65892	0.0000
Z1	-2.47E-05	0.000260	-0.095133	0.9246
Z2	3.56E-05	0.000256	0.139098	0.8899
Z3	0.008461	0.000318	26.63463	0.0000
I93Q3	0.196288	0.000769	255.3881	0.0000
I94Q3	-0.038299	0.000769	-49.80367	0.0000
I95Q3	-0.079630	0.000769	-103.6118	0.0000
I92Q3-I96Q3-I98Q3	0.028217	0.000427	66.11418	0.0000
I04Q3+I05Q3+I06Q3	-0.025915	0.000492	-52.65150	0.0000
I03Q3	-0.014480	0.000769	-18.83469	0.0000
I07Q3	-0.009485	0.000768	-12.34293	0.0000

R-squared	0.999470	Mean dependent var	0.001334
Adjusted R-squared	0.999368	S.D. dependent var	0.028745
S.E. of regression	0.000723	Akaike info criterion	-11.46930
Sum squared resid	2.72E-05	Schwarz criterion	-11.09510
Log likelihood	372.2829	Hannan-Quinn criter.	-11.32213
F-statistic	9798.151	Durbin-Watson stat	2.035437
Prob(F-statistic)	0.000000		

Abbildung 4.3
Konjunktur stabilisierung bei langer Anpassungsfrist
– Abweichungen in % gegenüber Basissimulation –



In Abbildung 4.4 wird die Differenz der beiden Simulationen ausgewiesen. Im Vergleich zur gültigen Rentenformel erhöht die verlängerte Anpassungsfrist die Rentenzahlungen später (bzw. senkt sie erst später ab). Die – verbesserte – Wirkung auf die Stabilisierungsfunktion ist dabei deutlich geringer als der Unterschied zwischen Benchmark Simulation und der gültigen Rentenformel betrug. In Tabelle 4.4 werden zur Vollständigkeit noch die entsprechenden Jahreswerte (wie in Tabelle 4.1) ausgewiesen.

Abbildung 4.4
Konjunktur stabilisierung bei langer Anpassungsfrist
 – Differenz der Simulationen in Mrd. € –

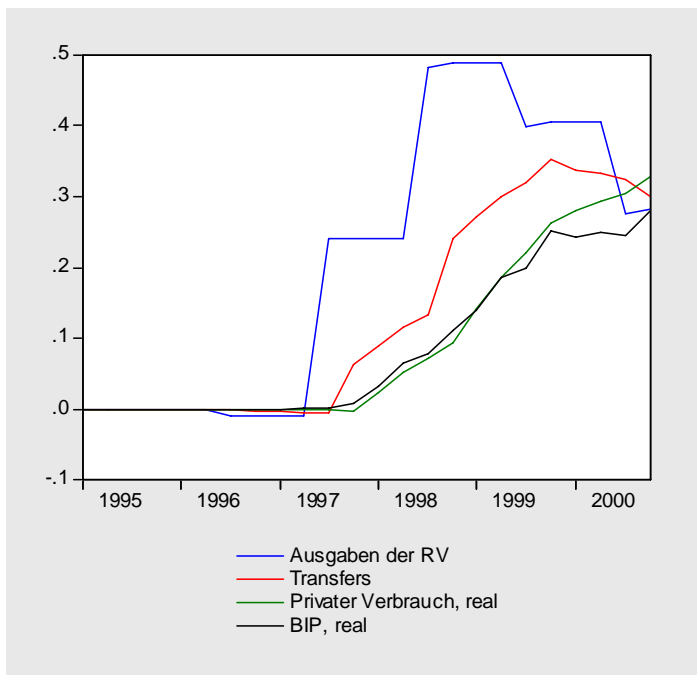


Tabelle 4.4
Konjunktur stabilisierung bei langer Anpassungsfrist
 – Abweichungen in Mrd. € jeweils gegenüber Basissimulation –

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Lange Anpassungsfrist						
Privater Verbrauch, real	-4.0	-11.9	-16.0	-17.2	-16.4	-15.6
BIP, real	-33.2	-40.3	-46.3	-46.4	-45.0	-47.8
Ausgaben der RV	0.0	-0.0	-0.0	0.0	-0.5	-1.6
Transfers	0.0	0.4	0.9	0.8	0.1	-1.2
Normale Rentenformel						
Privater Verbrauch, real	-4.0	-11.9	-16.0	-17.4	-17.3	-16.8
BIP, real	-33.2	-40.3	-46.3	-46.7	-45.8	-48.8
Ausgaben der RV	0.0	0.0	-0.5	-1.4	-2.3	-3.0
Transfers	0.0	0.4	0.8	0.2	-1.1	-2.5

4.4 Wirkung des Nachhaltigkeitsfaktors

In der folgenden Simulation wird der Nachhaltigkeitsfaktor schon seit 1992 in der Rentenformel wirksam. Der Exporteinbruch, der hier für das Jahr 1995 simuliert wird, reduziert die Beschäftigung verzögert und dämpft damit – gemäß der Rentenformel mit Nachhaltigkeitsfaktor – zusätzlich auch die Rentenzahlungen Ende 1996 und 1997 (vgl. Abbildung 4.5). Damit wird der negative Effekt des Konjunkturunbruchs noch zusätzlich verstärkt. Allerdings ist der Effekt nicht sehr stark (vgl. Abbildung 4.6 und Tabelle 4.6). Der Nachhaltigkeitsfaktor dürfte langfristig bei einer dauerhaften Veränderung des Quotienten aus Beschäftigten und Rentenempfängern stärker zum Tragen kommen als bei konjunkturellen Schocks.

Tabelle 4.5
Rentenformel mit Nachhaltigkeitsfaktor ab 1992

Dependent Variable: DLOG(RV_BRUTTOBETRAG)-DLOG(DE_GWAGEE_					
S(-2))*RV_RIESTERTREPPE(-2)*RV_NFAKTOR(-2)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q4					
Included observations: 63 after adjustments					
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C	-0.001005	6.59E-05	-15.23679	0.0000	
Z1	1.00E-05	0.000164	0.061264	0.9514	
Z2	-5.18E-06	0.000161	-0.032159	0.9745	
Z3	-0.004019	0.000207	-19.43939	0.0000	
I93Q3	-0.026448	0.000487	-54.25567	0.0000	
I94Q3	0.003849	0.000488	7.894354	0.0000	
I97Q3+I98Q3+I99Q3	0.015447	0.000315	49.10993	0.0000	
I95Q3+I01Q3+I02Q3-I04Q3	0.009599	0.000244	39.39152	0.0000	
I06Q3	-0.002410	0.000487	-4.946000	0.0000	
I96Q3+I05Q3	-0.005335	0.000366	-14.59629	0.0000	
R-squared	0.994126	Mean dependent var	-0.000547		
Adjusted R-squared	0.993129	S.D. dependent var	0.005500		
S.E. of regression	0.000456	Akaike info criterion	-12.40388		
Sum squared resid	1.10E-05	Schwarz criterion	-12.06370		
Log likelihood	400.7222	Hannan-Quinn criter.	-12.27009		
F-statistic	996.7116	Durbin-Watson stat	2.024520		
Prob(F-statistic)	0.000000				

Abbildung 4.5
Geringere Konjunktur stabilisierung mit Nachhaltigkeitsfaktor
– Abweichungen gegenüber Basissimulation in % –

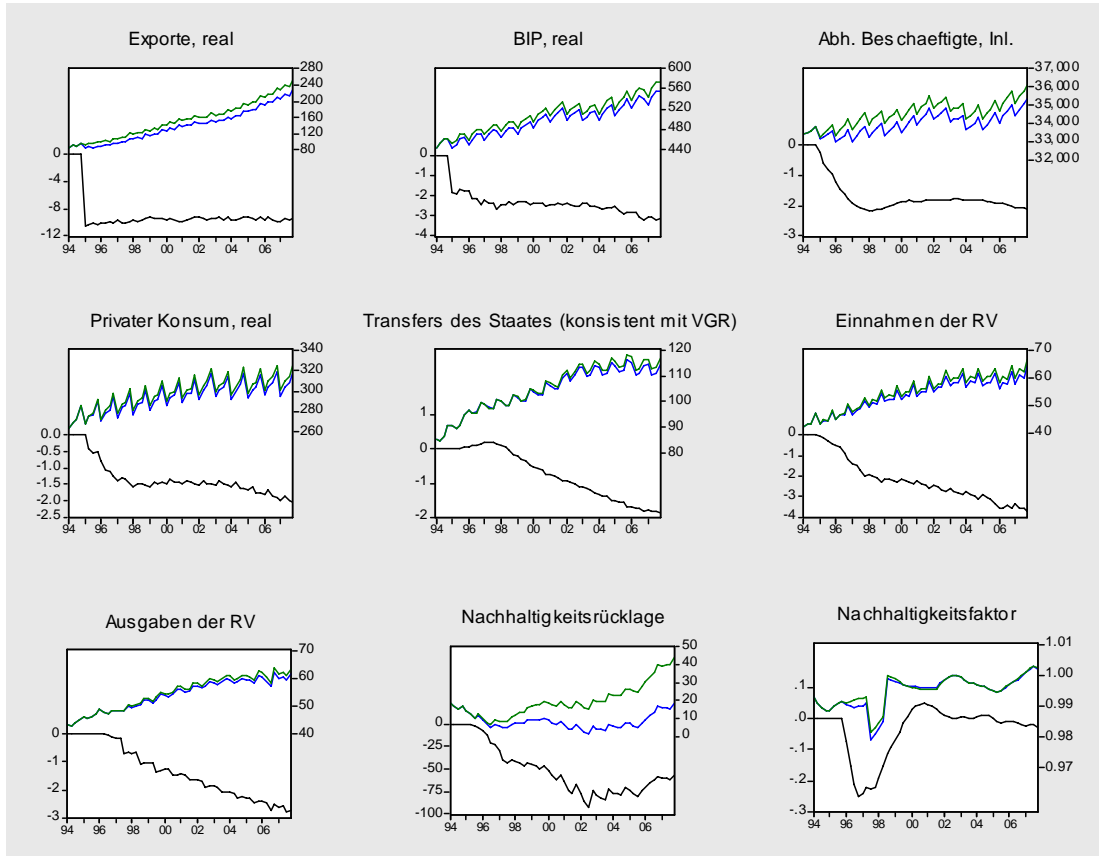


Abbildung 4.6
Geringere Konjunktur Stabilisierung durch Nachhaltigkeitsfaktor
 – Differenzen der Simulationen in Mrd. € –

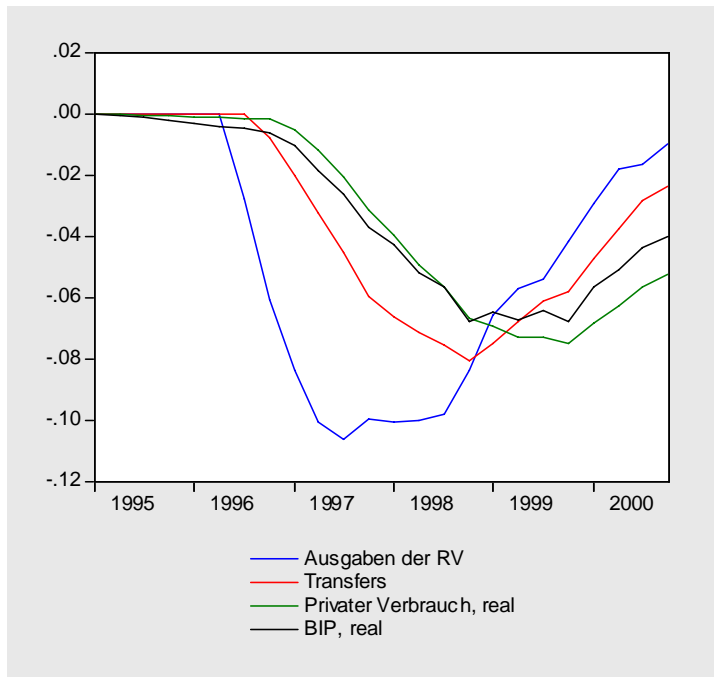


Tabelle 4.6
Geringere Konjunktur Stabilisierung durch Nachhaltigkeitsfaktor
 – Abweichungen in Mrd. € jeweils gegenüber Basissimulation –

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Nachhaltigkeitsfaktor*						
Privater Verbrauch, real	-4.0	-11.9	-16.0	-17.6	-17.5	-17.0
BIP, real	-33.2	-40.4	-46.4	-46.9	-46.0	-49.0
Ausgaben der RV	0.0	-0.1	-0.9	-1.8	-2.5	-3.0
Transfers	0.0	0.4	0.6	-0.1	-1.4	-2.6
Normale Rentenformel						
Privater Verbrauch, real	-4.0	-11.9	-16.0	-17.4	-17.3	-16.8
BIP, real	-33.2	-40.3	-46.3	-46.7	-45.8	-48.8
Ausgaben der RV	0.0	0.0	-0.5	-1.4	-2.3	-3.0
Transfers	0.0	0.4	0.8	0.2	-1.1	-2.5

*Nachhaltigkeitsfaktor wirkt schon seit 1995.

4.5 Stabilisierungswirkungen nur gering?

Auf den ersten Blick scheinen von der Rentenversicherung mit den gegenwärtig geltenden Regelungen der Einnahmen- und Ausgabenanpassungen nur vergleichsweise geringe konjunkturstabilisierende Wirkungen auszugehen. Im Falle eines Exporteinbruchs in der Stärke, wie wir in derzeit erleben, wird das Bruttoinlandsprodukt innerhalb von vier Jahren allerdings um bis zu 2 % stabilisiert, wenn die Nachhaltigkeitsrücklage dies zulässt bzw. keine kompensierenden Beitragssatzerhöhungen vorgenommen werden und die Effekte der steigenden Kurzarbeit auf das Renteniveau nicht zum Tragen kommen. Die stärkste Stabilisierung findet dabei im zweiten und dritten Jahr nach dem Konjunkturereignis statt. Insgesamt ist das eine nennenswerte Größenordnung. In einem kapitalgedeckten Rentensystem gehen dagegen in der Tendenz konjunkturdestabilisierende Effekte aus. Bereits für die ersten neun Monate des Jahres 2008 schätzt die OECD allein für die USA den Investitionsverlust der privaten Pensionspläne – gemessen am Aktienwert – auf 3,3 Billionen US-\$ (OECD 2009, S.16). Auch wenn nach einigen Jahren durch steigende Kurse dieser Verlust wieder wett gemacht werden kann, gehen davon in der aktuellen Phase destabilisierende Wirkungen auf die Verbraucher, und zwar auf viele Rentner und Arbeitnehmer, aus. Der Saldo zwischen dem umlagebasierten Rentensystem und einem – fiktiven – kapitalgedeckten ist daher für die Konjunkturpolitik von gravierender Bedeutung. Grundsätzlich sollte man jedoch nicht zu hohe Erwartungen an die Stabilisierungsfunktion der Rentenversicherung haben. Sie stellt nur ein Teil der gesamtstaatlichen automatischen Stabilisatoren dar. Der Arbeitslosenversicherung kommt im Prinzip eine stärkere Stabilisierungsfunktion zu. Auch die Gebietskörperschaften könnten bei mittelfristig orientierten stetig wachsenden Ausgaben „unabhängig“ von rückläufigen oder stark steigenden Steuereinnahmen eine stärkere Stabilisierungsfunktion übernehmen.

Die Simulationen zeigen, dass die Orientierung der Rentensteigerungen an den verzögerten Lohnerhöhungen – und nicht an der Veränderung der Lohnsumme – eine konjunkturpolitisch vernünftige Regelung ist. Sie könnte verstärkt werden, wenn die Zeitverzögerung erhöht würde. Konjunkturelle Schwankungen dauern häufig länger, so dass die gegenwärtige Verzögerung noch zu kurz greift. Wichtiger ist allerdings, dass ein Absinken der Nachhaltigkeitsrücklage nicht so schnell an die kritische Grenze stößt oder ein Unterschreiten nicht sofort zum Anlass für Beitragssatzerhöhungen genommen wird. Dann nämlich würde die eingebaute Konjunkturstabilisierung zunichte gemacht. Auch die Zeitverzögerung beim Nachhaltigkeitsfaktor ist zu kurz. Wenn während einer konjunkturellen Abschwungphase die Zahl der Beitragszahler zurückgeht, die Zahl der Rentner aber unverändert bleibt oder gar zunimmt, dann führt der Nachhaltigkeitsfaktor noch in der Abschwungphase zu einer reduzierten Rentenanpassung und verstärkt somit den konjunkturellen Abschwung durch niedrigere Transfers an die privaten Haushalte.

Auf der Einnahmenseite der Rentenversicherung gibt es auch Komponenten wie den Kindererziehungszeitenbeitrag, der unabhängig vom Konjunkturverlauf definiert ist. Die Ausgaben hängen dagegen fast vollständig über die Rentenformel von den Lohnsteigerungen der Vergangenheit und der Zahl der – exogenen – Rentenfälle ab. Differenzen zwischen den Einnahmen und Ausgaben verändern die Nachhaltigkeitsrücklage. Wird

diese zu hoch, werden die Beitragssätze gesenkt. Wird sie zu niedrig, sind Beitragssatzanhebungen zwingend vorgesehen. An dieser wichtigen Stelle wird letztlich über die Höhe der tatsächlichen Konjunkturstabilisierung durch die Rentenversicherung entschieden. Folgt man streng diesem Verfahren, dann braucht die Rentenversicherung zu Beginn einer Rezession eine ausreichend hohe Nachhaltigkeitsrücklage. Sonst geht ihr zu schnell das Geld aus und sie muss im Abschwung die Beitragssätze erhöhen. Insofern sollte stärker als bisher auf eine hohe Nachhaltigkeitsrücklage in normalen Konjunkturlagen Wert gelegt werden und die Grenze, ab der eine Beitragssatzänderung gesetzlich gefordert wird, erhöht werden.

5 Auswirkungen von Rentenniveauabsenkung und Teilumstellung auf Kapitaldeckung – theoretische und empirische Analysen zum Einfluss auf Sparquote, Konjunktur und Rentenversicherung

5.1 Zur Fragestellung

Mit der Rentenreform von 2001 erfolgte eine grundlegende Veränderung der Rentenversicherung. Das ursprünglich als Defined-Benefit-System gedachte System wurde in ein Defined-Contribution-System umgewandelt: von einem angestrebten Niveauziel wurde zu vorgegebenen Beitragszielen übergegangen. Mit dem Ziel einer langfristigen Stabilisierung des Beitragssatzes in der gesetzlichen Rentenversicherung wurden die Ansprüche heutiger und insbesondere zukünftiger Rentner aus der gesetzlichen Rentenversicherung deutlich vermindert. Gleichzeitig wurde eine kapitalgedeckte private Rentenversicherung eingeführt.

Durch die Reform wurde bewusst eine Versorgungslücke in der gesetzlichen Rentenversicherung geschaffen, die durch private Altersvorsorge gedeckt werden soll. Eine verstärkte Sparaktivität der privaten Haushalte war somit politisch gewünscht und wird – sofern sie sich auf entsprechend zertifizierte Produkte konzentriert – durch Zulagen und Steuervergünstigungen gefördert.

Wie hat sich das Sparverhalten der privaten Haushalte im Zuge der Riester-Reform verändert und welche konjunkturellen Effekte gingen davon aus?

In der Tat kann man in Deutschland seit den frühen 2000er Jahren einen deutlichen Anstieg der Sparquote der privaten Haushalte feststellen. Damit wurde der langjährige rückläufige Trend umgekehrt. Steht diese Entwicklung im Zusammenhang mit den Rentenreformen? Oder sind andere Faktoren maßgeblich? Zahlreiche Publikationen (z.B. Deutsche Bundesbank 2007, Klär, Slacalek 2006) sehen neben der Rentenreform in der zunehmenden Ungleichverteilung der Haushaltseinkommen eine wichtige Ursache für den Anstieg der Sparquote. Weitere Faktoren könnten der Einbruch der Aktienkurse nach dem Platzen der dotcom-Blase oder die ungünstige Entwicklung am Arbeitsmarkt und die damit verbundene Einkommensunsicherheit (Vorsichtssparen) sein (Bartzsch 2006).

Die folgenden Abschnitte sollen dazu beitragen, erste Antworten auf diese Fragen zu finden. Eine abschließende Beurteilung kann angesichts der zur Verfügung stehenden kurzen Zeitreihen und der größtenteils noch unvollständigen statistischen Information jedoch noch nicht geliefert werden. Die Analyse beginnt zunächst mit einigen theoretischen Überlegungen sowie Erfahrungen anderer Länder mit der (Teil-)Umstellung auf Kapitaldeckung. Dabei werden erste Ergebnisse zur Riesterreform ausgewertet. Es folgt eine empirische Analyse für Deutschland. Dafür werden Berechnungen, Einzelgleichungsschätzungen und Modellsimulationen herangezogen.

5.2 Zum Einfluss einer Systemänderung auf Sparquote und Wachstum

Die internationale Literatur beschäftigt sich seit den 70er Jahren des vorigen Jahrhunderts ausführlich mit der Frage, inwieweit bei einer (teilweisen) Umstellung von einem Umlageverfahren (pay-as-you-go-system) zu einem Kapitaldeckungsverfahren (funded system) die individuelle Ersparnisbildung und die nationale Ersparnishöhe positiv beeinflusst werden (Feldstein 1974, 1976, Munell 1974). Damit es gelingt, in einer alternden Gesellschaft hohe Rentenniveaus durch das Kapitaldeckungsverfahren zur Verfügung zu stellen, muss durch die angestrebte zusätzliche Ersparnisbildung das Wirtschaftswachstum (deutlich) höher ausfallen als im Falle des Umlageverfahrens. Ansonsten wäre es kaum zu rechtfertigen, dass in der (Teil-)Umstellungsphase die arbeitende Bevölkerung doppelt belastet wird (Davis, Hu 2005).

Da in jedem Rentensystem die Bezüge der älteren Bevölkerung aus der laufenden Produktion geleistet werden müssen (Mackenroth 1952, Barr 2000), besteht die entscheidende Frage darin, ob eine kapitalgedeckte Altersvorsorge dem Umlageverfahren hinsichtlich ihrer Wachstumswirkungen bei gleicher sozialer Absicherung überlegen ist. Befürworter einer Kapitaldeckung argumentieren unter anderem, dass die durch die Kapitaldeckung induzierte höhere Ersparnis über einen sinkenden Realzins höhere Investitionen und somit ein höheres Wachstum ermöglicht (z.B. Feldstein 1974, Deutsche Bundesbank 1999).

Demnach wäre eine erste Voraussetzung für höheres Wachstum, dass die Rentenreform eine höhere Ersparnis generiert. Selbst bei einer privaten Pflichtversicherung ist dies nicht automatisch gegeben, da freiwillige Ersparnisse entsprechend gesenkt werden könnten. Außerdem kann ein Anstieg der individuellen Sparquote bzw. Sparquote der privaten Haushalte grundsätzlich auf gesamtwirtschaftlicher Ebene durch die Finanzpolitik u. a. aufgrund von Fördermaßnahmen bei der Umstellung konterkariert werden (Holzmann 1997, Bosworth, Burtless 2004).

Dies wird deutlich, wenn man sich vor Augen hält, dass die Summe aller Finanzierungssalden gemäß der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung immer gleich Null sein muss bzw. die folgende Identität gilt:

$$S_H + S_{ST} + S_U = I + (X-M)$$

Die Summe der inländischen Ersparnis (also der privaten Haushalte, des Staates und der Unternehmen) stimmt mit der Summe aus Investitionen und Außenbeitrag überein (Brümmerhoff 2007). Selbst wenn die gesamtwirtschaftliche Sparquote zunehmen sollte, dann ist insbesondere in einer offenen Volkswirtschaft sehr fraglich, ob die Ersparnisse für Investitionen im Inland genutzt werden. Anstelle von Investitionen kann die höhere Ersparnis auch einen steigenden Außenbeitrag finanzieren.

Zudem ist nicht unbedingt gewährleistet, dass die Investitionen, selbst wenn sie im Inland getätigt werden, das Wachstum steigern. Barr (2000) verweist zum Beispiel auf die hohen

Investitionsquoten der Sowjetunion, die nicht zu einem entsprechenden Wohlstand geführt haben. Die in den letzten Jahren zu beobachtenden Blasen an Vermögensmärkten (Dotcom-Blase, Immobilienblase) sind weitere Beispiele für klare Fehlinvestitionen. Geringe Wachstumswirkungen sind auch in Fällen zu erwarten, in denen die Rentenreform hauptsächlich bewirkt, dass aus einer impliziten Verschuldung eine explizite Verschuldung wird. Die Kasachische Rentenreform der 90er Jahre ist ein gutes Beispiel dafür. Hier hat sich der Staat verschuldet, um die Rentenverpflichtungen aus dem Umlageverfahren weiter zu erfüllen, während gleichzeitig eine kapitalgedeckte Altersvorsorge aufgebaut wurde. Letztere hat ihre Mittel dann primär in Staatspapiere investiert (vgl. Spiecker, Zwiener 2000).

Denkbar wäre auch, dass die erhöhte Sparneigung über den entsprechend niedrigeren Konsum die Konjunktur schwächt. Es käme zu dem sogenannten Sparparadoxon. Die erhöhte geplante Ersparnis kann schließlich nicht realisiert werden, weil infolge der Nachfrageschwäche das Einkommen geringer ausfällt. Die *Sparquote* mag dennoch steigen, allerdings infolge eines geringeren Einkommens (vgl. Cesaratto 2006, Keynes 1936).

Die empirischen Ergebnisse zum Einfluss einer Umstellung des Rentensystems auf die Sparquote sind allerdings gemischt. Während Schmidt-Hebbel (1998) für Chile einen Anstieg der Sparquote feststellt, ist für Samwick (1999) Chile allerdings auch das einzige Land, in dem sich dies zeigen lässt. Zudem bleibt erst einmal offen, inwieweit für die panelökonometrischen Studien die Sparquoten verschiedener Länder überhaupt miteinander vergleichbar gemacht wurden (Harvey 2004).

Neben dem möglichen Wirkungskanal auf das Wirtschaftswachstum über höhere Ersparnisse sind auch Einflüsse durch die angestoßene weitergehende Finanzmarktentwicklung (Beck, Levine 2004), durch verbesserte „corporate governance“ (Clark, Hebb 2003) und durch Ansprüche an höhere Unternehmensrenditen möglich (Coronado et al 2003). Die meisten internationalen Studien untersuchen einen weiten Kreis recht unterschiedlicher Länder. Das häufig genannte Argument, dass die Kapitaldeckung zur Entwicklung von Kapitalmärkten beiträgt und so das Wachstum stärkt, mag im Falle von Chile eine Rolle gespielt haben. Solche Ergebnisse sind aber nicht auf entwickelte Volkswirtschaften wie Deutschland übertragbar. So erstaunt es nicht, dass Davis und Hu (2005) für Entwicklungs- und Schwellenländer einen stärkeren Zusammenhang zwischen dem Vermögen von Pensionsfonds und dem Wirtschaftswachstum nachweisen als für OECD Länder.

Wachstumswirkungen der Kapitaldeckung werden auch infolge verbesserter Anreize auf dem Arbeitsmarkt erwartet (World Bank, 1994; Corsetti, Schmidt-Hebbel 1995, Deutsche Bundesbank 1999), weil eine Verlagerung von Beschäftigung in den informellen Sektor weniger lukrativ wird. Da der informelle Sektor generell weniger effizient wirtschaftet als der formelle, wirkt sich dies effizienz- und somit wachstumssteigernd aus.

5.3 Bisherige Studien zu Riesterreform und Ersparnis

Angesichts des kurzen Zeitraums gibt es bislang nur wenige Studien über die Wirkung der Riesterreform. Diese beschäftigen sich im Wesentlichen mit der Frage, ob es gelingt, zusätzliche Ersparnisse der privaten Haushalte zu generieren. Die Analysen sind mikroökonomischer Natur und widmen sich oft nur einzelnen Haushaltstypen. Sie zeigen Tendenzen auf, erfassen aber keine aggregierten Änderungen des Sparverhaltens für alle Haushalte. Konjunkturelle Aspekte werden dabei gänzlich ausgeblendet.

Corneo et al. (2007) stützen sich auf Daten des Deutschen Sozioökonomischen Panels (GSOEP). Sie analysieren das Sparverhalten von Familien mit zwei Kindern und einem Jahreseinkommen bis 25000 Euro, die als Zielgruppe der Riesterreform angesehen werden. Als Kontrollgruppe werden Familien mit zwei Kindern und einem höherem Einkommen (35000 bis 45000 Euro) betrachtet. Dabei konnte keine Zunahme der Sparneigung bei den betrachteten Niedrigverdienerhaushalten festgestellt werden. Sie ziehen daher den Schluss, dass die Zunahme der Riesterverträge, die gleichzeitig beobachtet wurde, zu Lasten anderer Sparformen erfolgte. Demnach hat die Reform zwar ihr Ziel, die Ersparnis für Zwecke der Alterssicherung für die Gruppe der Geringverdiener zu erhöhen, erreicht, aber nur auf Kosten einer Umschichtung der Ersparnisse.

Börsch-Supan et al. (2008) untersuchen anhand der SAVE-Datenbank des MEA die Struktur der privaten Altersvorsorge in verschiedenen Haushaltstypen. Sie stellen fest, dass Haushalte mit Kindern und mit höherem Einkommen überdurchschnittlich häufig Riesterverträge abschließen. Haushalte, die bereits für das Alter vorsorgen, schließen auch mit höherer Wahrscheinlichkeit Riesterverträge ab. Ob es sich dabei um zusätzliche Ersparnisse handelt, wurde aber nicht untersucht.

5.4 Empirische Analysen

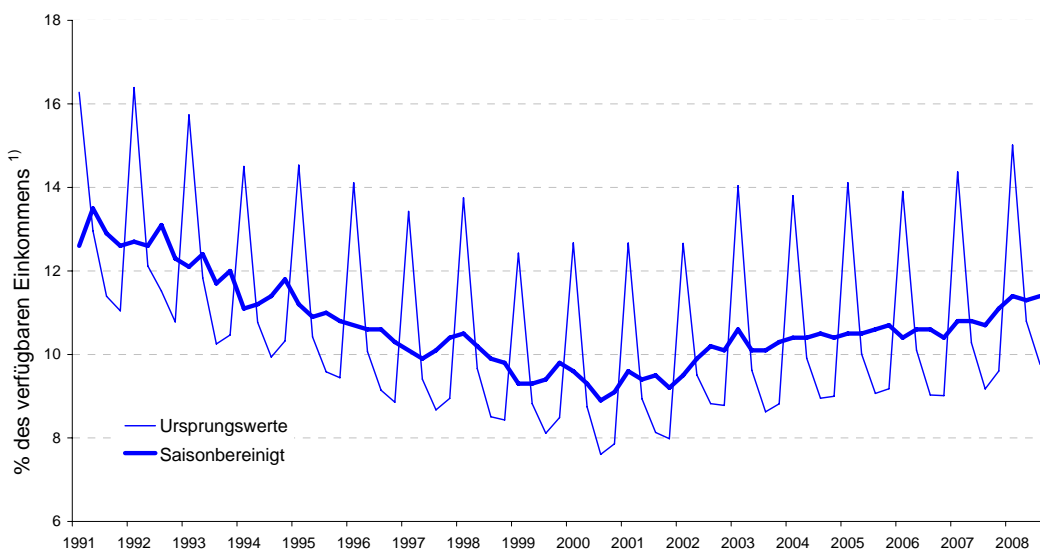
Im Folgenden wird nun versucht, gesamtwirtschaftliche Aussagen über die Wirkung der Riester-Reform auf die Sparquote und das Wachstum zu machen. Zunächst soll die Wirkung der Reform auf die Sparquote allein betrachtet werden. Die empirische Basis für exakte Analysen ist derzeit zwar noch sehr dünn, doch lassen sich durch eine Kombination verschiedener Herangehensweisen erste Tendenzen ermitteln. Zum einen werden anhand des existierenden Datenmaterials Berechnungen durchgeführt, um insbesondere die Größenordnung der Riesterrente und der Verteilungswirkungen grob abzuschätzen. Mit Hilfe einer Einzelgleichungsschätzung lassen sich die Wirkungen mehrere Einflussfaktoren gleichzeitig quantifizieren. Schließlich wird im makroökonomischen Modell des IMK die gesamtwirtschaftliche Wirkung der Riesterreform simuliert. Aus dem Vergleich der jeweiligen Ergebnisse lassen sich erste Aussagen über die Wirkungen der Rentenreform ableiten.

5.4.1 Entwicklung der Sparquote

Ausgangspunkt für alle empirischen Untersuchungen im Zusammenhang mit konjunkturellen Phänomenen sind die vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen des Statistischen Bundesamtes. Der hier verwendete Stand entspricht den im November 2008 veröffentlichten Zeitreihen bis zum dritten Quartal 2008.

Ein wichtiger Aspekt bei der Analyse von Rentenreformen ist die Erfassung der entsprechenden Zahlungsströme in den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Die Buchungen unterscheiden sich beim Umlageverfahren deutlich von denen bei einem Kapitaldeckungsverfahren. Im ersteren Fall werden die Arbeitnehmerbeiträge zur Rentenversicherung von den Primäreinkommen abgezogen. Das resultierende verfügbare Einkommen fällt somit niedriger aus als beim Kapitaldeckungsverfahren, bei dem die Altersvorsorge als Ersparnis aus dem verfügbaren Einkommen geleistet wird. Weitere Veränderungen können sich durch die Arbeitgeberbeiträge ergeben. Für sich genommen erhöhen sich beim Übergang vom Umlageverfahren zum Kapitaldeckungsverfahren sowohl das verfügbare Einkommen als auch die Ersparnis. Im Rahmen der SNA93 (bzw. ihrer Umsetzung im ESVG 1995) wird die Sparquote der privaten Haushalte ermittelt, indem die Ersparnisse der Haushalte einer Bezugsgröße gegenübergestellt werden, die die Zunahme betrieblicher Versorgungsansprüche mit einschließt (vgl. Europäische Kommission 1996, Brümmerhoff 2007). Diese Größe enthält neben der Betrieblichen Altersvorsorge auch die Ersparnisse im Rahmen der Riesterrente.

Abbildung 5.1
Sparquote der privaten Haushalte



Quelle: Destatis.

¹⁾Einschließlich Zunahme betrieblicher Versorgungsansprüche.

Die gesamtdeutsche Sparquote der privaten Haushalte ist von einem Höchststand bei 12,9 % im Jahr 1991 kontinuierlich gesunken, bis sie im Jahr 2000 einen Tiefststand von 9,2 % erreichte. Seither steigt sie wieder an. 2008 betrug sie 11,5 %.

5.4.2 Bestimmungsgründe der Sparquote

Für die Erklärung der Sparquote wurde auf alternative Ansätze zurückgegriffen, um möglichst alle Sparmotive zu berücksichtigen. Keynes (1936, S. 107-108) nennt acht Motive. Bei der Permanenten Einkommenshypothese (Friedman 1957) und der Lebenszyklushypothese (Ando, Modigliani 1963) ist das Hauptmotiv die Konsumglättung über den Lebenszyklus. Der Zins spielt hier eine zentrale Rolle. Wenn man berücksichtigt, dass nicht alle Haushalte Zugang zu Krediten haben, kann Vorsichtssparen auch im Rahmen dieser Theorien erklärt werden.

Die Auswahl geeigneter Variablen orientiert sich zudem auch an vorliegenden Studien zum Sparverhalten. Hier muss allerdings zwischen der Untersuchung der Sparquote in einzelnen Ländern und internationalen Vergleichen unterschieden werden. Letztere verwenden eine Vielzahl von Variablen, um teils institutionell bedingte Niveauunterschiede zwischen Ländern zu erklären. Für eine Einzelgleichung für ein Land sind daher nicht alle Variablen aus international vergleichenden Studien sinnvoll.

Dirschmid und Glatzer (2004) verwenden bei der Schätzung der österreichischen Sparquote den Realzins, die Inflationsrate, den Budgetsaldo und das reale verfügbare Einkommen. Klär und Slacalek (2006) nennen in ihrer Analyse der deutschen Sparquote das Einkommens- und Zinsniveau, die Arbeitsmarktentwicklung, Vermögensbestände, die demographische Entwicklung sowie insbesondere die Förderung der privaten Altersvorsorge und die zunehmende Ungleichverteilung der Einkommen.

De Serres und Pelgrin (2003) führen dynamische Panelschätzungen der Bruttosparquote für 15 OECD-Länder durch. Neben dem Realzins, der Inflationsrate, dem Budgetsaldo und dem Einkommen kommen auch der Altenquotient (Verhältnis der über 65jährigen zur Bevölkerung im arbeitsfähigen Alter), die Änderung der Terms-of-Trade sowie das Produktivitätswachstum zum Einsatz. Der Einfluss von Vermögenspreisen wird in der Studie geprüft. Callen und Thimann (1997) schätzen die Nettosparquote von 21 OECD-Ländern. Neben einer Reihe von Variablen, die institutionelle Unterschiede zwischen den Ländern abbilden, werden die Sparquoten des öffentlichen Sektors und der Unternehmen, das Einkommenswachstum, die Inflationsrate, die Arbeitslosenquote, der kurzfristige Realzins (als Differenz zwischen kurzfristigem Nominalzins und der Inflationsrate) und der Altenquotient als erklärende Variablen herangezogen.

Änderung der Einkommensverteilung

Empirische Untersuchungen (z.B. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, EVS) für verschiedene Haushaltsgruppen zeigen, dass die Sparquote der Haushalte mit dem Einkommen steigt. Daher sollte eine Veränderung der Einkommensverteilung die durchschnittliche Sparquote aller Haushalte beeinflussen. Den Einfluss der Verteilung betont auch die Deutsche Bundesbank (2007), allerdings ohne ihn zu quantifizieren. Im Früh-

jahrgutachten 2006 bezifferten die Institute den Einfluss der Änderung der Einkommensverteilung auf die Sparquote im Zeitraum von 2000 bis 2005 auf 0,3-0,6 Prozentpunkte (Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute 2006, S. 265).

Tabelle 5.1
Einkommensverteilung und Sparquote

Einkommen relativ zum Median	Durchschnittliche Sparquote der Haushalte
< 0,6*Median	-4,0
0,6 bis unter 1	6,9
1 bis unter 1,5	12,3
1,5 bis unter 2	16,8
>= 2	23,6
Alle	12,3
Quelle: DIW et al. (2007), S. 385.	

Die Institute haben für ihre oben erwähnte Untersuchung die Sparquoten der EVS mit den Einkommensgruppen des Sozioökonomischen Panels kombiniert.

Im Folgenden wird eine vergleichbare Berechnung anhand von sozioökonomischen Gruppen durchgeführt, die ähnliche Sparquoten aufweisen. Es werden vier Gruppen unterschieden: Selbstständige, Arbeitnehmer i.w.S. (einschließlich Beamte) und Nichterwerbstätige (ohne Rentner) und Rentner. Die entsprechenden Sparquoten der Haushaltsgruppen werden der EVS 2003 entnommen. Da die EVS nur eine Momentaufnahme für das Jahr 2003 ist, wurde die Einkommensentwicklung aus einer Berechnung des Statistischen Bundesamtes verwendet (Klose, Schwarz 2006, die Daten wurden von Manfred Klose zur Verfügung gestellt). Für 2006 und 2007 (und teilweise 2005) wurden die Einkommen mit Hilfe der Entwicklung der Gewinneinkommen, der monetären Sozialleistungen ohne Renten, der Renten und der Nettolöhne und Gehälter aus der VGR berechnet. Berechnet wird eine hypothetische durchschnittliche Sparquote aller Haushalte, die sich ergeben hätte, wenn die Sparquoten der jeweiligen Haushaltsgruppen konstant geblieben wären und sich nur die geänderte Einkommensverteilung ausgewirkt hätte.

Im Zeitraum von 2003 bis 2007 ergibt sich aufgrund der Änderung der Verteilung eine um 1,8 Prozent⁴ höhere Sparquote. Gemäß der VGR ist die Sparquote der privaten Haus-

⁴ Die Änderungen werden in Prozent (und nicht in Prozentpunkten) angegeben, da sich die Sparquoten bei der EVS und in der VGR im Niveau unterscheiden. Dies ist darauf zurückzuführen, dass sich die Einkommenskonzepte unterscheiden und die VGR im Gegensatz zur EVS die privaten Organisationen ohne Erwerbszweck gemeinsam mit den privaten Haushalten erfasst.

halte im selben Zeitraum um 5,5 Prozent gestiegen. Rund ein Drittel der Zunahme entfällt somit auf die Verteilungsänderung.

Riester-Rente

Die Trendwende bei der Entwicklung der Sparquote fällt zeitlich mit den wichtigsten Rentenreformen (insbesondere der Einführung der Riester-Rente) zusammen. Somit spricht einiges dafür, dass die Ersparnisbildung im Rahmen der Riester-Rente tatsächlich die Sparquote erhöht hat (vgl. auch OECD 2008).

Über die Förderung der Riester-Rente gibt es Jahresdaten, die jedoch insbesondere bei der steuerlichen Förderung mit erheblicher Verzögerung veröffentlicht werden. Die aktuellsten offiziellen Zahlen (aus der Einkommensteuerstatistik) betreffen das Jahr 2004. Die Daten zeigen einen starken Anstieg der Riester-Verträge und der geförderten Beiträge.

Tabelle 5.2
Überblick über Riesterverträge und Riesterförderung

	Geförderte Beiträge	Steuerliche Förderung	Zulage	Gesamt-förderung	Zahl der Verträge (4. Quartal)
	Millionen Euro				Millionen
2002	500,0	38,7	146,8	185,5	3,4
2003	650,3	54,5	172,7	227,2	3,9
2004	1292,8	107,8	384,9	492,7	4,2
2005	1762,7	146,3	521,9	668,2	5,6
2006	3412,0	283,2	1056,0	1339,2	8,1
2007	3112,0	258,3	918,0	1176,3	10,8

Quellen: BMAS; Destatis; Kriete-Dodds, Vorgrimler (2007); Kriete-Dodds (2008); sowie von Kriete-Dodds am 24.3.2009 per E-Mail zur Verfügung gestellte Daten für 2004. Stolz, Rieckhoff (2005, 2006, 2007, 2008), Steuerliche Förderung für 2005-2007 geschätzt.

Die in Tabelle 5.2 angegebenen geförderten Beiträge dürften den tatsächlichen Beitragsumfang deutlich unterschätzen. Sie stammen von Stolz und Rieckhoff (2005, 2006, 2007, 2008), die die Zulagenförderung untersuchen. Diese haben in ihren Publikationen die Förderbeträge und Beiträge sukzessive nach oben revidiert. Kriete-Dodds (2008 sowie den Autoren per E-Mail vom 24.3.2009 zur Verfügung gestellte Daten) beziffert die Gesamtförderquote für 2003 und 2004 auf Basis der Einkommensteuerstatistik und der Daten der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen auf jeweils 25 %. Demnach müssten die gezahlten Beiträge deutlich höher liegen. Hinzu kommt, dass die privaten Haushalte auch zusätzliche Beiträge ohne Förderung einzahlen können. Die im Zusammenhang mit der Förderung der Riester-Rente erfassten Sparbeiträge entsprachen, wenn man die Daten von Stolz und Rieckhoff zugrunde legt, 2002 lediglich 0,04 Prozent der Einkommensbe-

zugsgröße für die Berechnung der Sparquote.⁵ Dieser Anteil steigt bis 2007 auf 0,2 Prozent. Unterstellt man für alle Jahre eine durchschnittliche Förderquote von 25 %, so ergäben sich 0,05 % (2002) und 0,31 % (2007). Diese Größenordnung dürfte den Effekt der Riester-Rente auf die Ersparnisse nur unzureichend abzubilden.

Zudem lassen die Daten keine Rückschlüsse darüber zu, ob die Ersparnis zusätzlich gebildet wurde oder andere Sparformen verdrängt worden sind. Für eine belastbare Aussage zur Wirkung der Riester-Rente reichen diese Daten nicht aus.

5.4.3 Einzelgleichungsansatz zur Schätzung der Sparquote

Um Beschränkungen der reinen Datenanalyse zu überwinden, wird eine Einzelgleichung als Fehlerkorrekturmodell spezifiziert, um so die Wirkung verschiedener Einflussfaktoren einschließlich der Riester-Reform auf die Sparquote abschätzen zu können. Die Einzelgleichung enthält statistisch signifikante Bestimmungsfaktoren für die lang- und kurzfristige Entwicklung der Sparquote. In einem weiteren Schritt können die Wirkungen jeder einzelnen erklärenden Variable isoliert betrachtet werden.

Erklärende Variablen zur Schätzung der Sparquote

Entsprechend den Überlegungen in Abschnitt 5.4.2 wurden insgesamt zwölf Zeitreihen auf ihren Erklärungsgehalt bezüglich der Sparquote der privaten Haushalte untersucht (Tabelle 5.3).

Da für konjunkturelle Analysen die kurze Frist eine wichtige Rolle spielt, sind Quartalsdaten den Jahresdaten vorzuziehen. Dies bereitet bei der Variablenauswahl Probleme. Einige Zeitreihen liegen nur in jährlicher Frequenz vor und müssen daher interpoliert werden. Erfolgt die temporale Dissaggregation ohne Indikatorreihe, so werden die gebildeten vierteljährlichen Zeitreihen sehr glatt. Dieser Mangel an Varianz schränkt ihre Brauchbarkeit für die Schätzung stark ein. Dies gilt beispielsweise für den Gini-Koeffizienten und für das Verhältnis der Jungen zu den Alten.

⁵ Summe aus dem verfügbaren Einkommen und der Zunahme betrieblicher Versorgungsansprüche (vgl. Abschnitt 5.4.1)

Tabelle 5.3
Mögliche erklärende Variable zur Schätzung der Sparquote

Variable	Variablenname	Quelle	Erwarteter Zusammenhang	Erklärung/Ergänzung
Arbeitslosenquote	unempl_sa	Eurostat	Kurzfristiger Effekt in beide Richtungen	Vorsichtssparen
Inflation	infl	Deutsche Bundesbank, Quartale aus Monatsdaten berechnet.	Substitutionseffekt: negativ, Einkommenseffekt: positiv	Empirie: Einkommenseffekt überwiegt.
Kurzfristiger Zinssatz (nominal)	kurz	Deutsche Bundesbank.	Substitutionseffekt: positiv, Einkommenseffekt: negativ	Ergebnis eines intertemporalen Nutzenkalküls. Nettoeffekt hängt von konkreten Nutzenfkt. ab. Meist wird ein Überwiegen des Substitutionseffekts angenommen. Die Theorie postuliert ein Wirtschaftssubjekt, das keiner Geldillusion unterliegt und sich am Realzins orientiert. Dieser wird hier vereinfacht dargestellt. Es werden adaptive Erwartungen unterstellt.
Langfristiger Zinssatz (nominal)	lang	Eurostat, ECB	Substitutionseffekt: positiv, Einkommenseffekt: negativ	
Realzins (kurz- und langfristig)	kurz-infl oder lang-infl	Berechnung	Substitutionseffekt: positiv, Einkommenseffekt: negativ	
Nettogeldvermögen/verf. Einkommen	wy_q	Eigene Berechnung auf Basis von Daten v. Destatis u. Bundesbank	negativ	Durch ein gestiegenes Vermögen im Verhältnis zum Einkommen kann dasselbe zukünftige Konsumniveau mit geringeren Ersparnissen erreicht werden. Durch die Höherbewertung des vorhandenen Vermögens kann dasselbe zukünftige Konsumniveau mit geringeren Ersparnissen erreicht werden.
Vermögenspreise (DAX)	DAX2001	Eurostat, Index 2001=100	negativ	
Gini-Koeffizient	Gini_koeff	Jahresdaten v. M. Grabka (DIW Berlin) mit Ecotrim ohne Indikator auf Quartale heruntergebrochen.	positiv	je höher der Gini-Koeff. umso ungleicher die Verteilung. Da reichere Haushalte tendenziell mehr sparen, steigt die Sparquote, wenn die Zahl der Reichen relativ zunimmt.
Gewinnquote	Gewinnquote_sa	Destatis, VGR, 3. Quartal 2008, saisonbereinigt	positiv	Als Proxy für pers. Einkommensverteilung. Selbständige, die von Gewinnen leben haben in der Regel überdurchschnittliche Verdienste und Ersparnisse vgl. z.B. EVS.
Verhältnis Junge/Alte (20-64 Jahre)/(über 65 Jahre)	Demo_ma	Quotient aus Eurostat-Daten mit Ecotrim auf Quartale heruntergebrochen.	positiv	Die Sparquote der Älteren dürfte niedriger sein als die der Gesamtbevölkerung. Sparmotive sind hier in erster Linie: Vererbungsmotiv oder Unsicherheit über die tatsächliche Lebensdauer
Anteil der Selbstständigen	selbst_sa	eigene Berechnung auf Basis von: Destatis, VGR, 3. Quartal 2008, saisonbereinigt	positiv	Wegen der Einkommensunsicherheit und einer gleichzeitigen unzureichenden sozialen Absicherung wird die Ersparnis als Sicherheit benötigt (Vorsichtsmotiv)
Gesamtstaatlicher Budgetsaldo in Prozent des BIP	de_bgovgdp_s a	Destatis-Daten aus dem IMK-Modell mit TRAMO-SEATS saisonbereinigt	negativ	Falls das sogenannte Ricardianische Äquivalenztheorem gilt, sparen die Haushalte bei höheren Staatsdefiziten mehr, weil sie für die Zukunft mit Steuererhöhungen und somit einem geringeren Einkommen rechnen.
Trend ab 2001	KT2001Q1	in Eviews generiert	positiv	Als Proxy für die Wirkungen der Riesterreform und eines erhöhten Vorsorgesparens

Einzelgleichung

Da es sich bei allen Variablen mit Ausnahme des Budgetsaldos um nichtstationäre I(1)-Variablen handelt, ist die Schätzung einer Fehlerkorrekturgleichung naheliegend. Hier wird die Sparquote zunächst in Niveaus geschätzt. Gesucht wird eine Linearkombination der I(1)-Variablen, bei der die Residuen stationär sind. Dies ist ein Hinweis auf Kointegration (Engle, Granger 1987). Grundsätzlich wären auch andere Spezifikationen als die

hier gewählte möglich gewesen. Diese hätten aber entweder einen geringeren Teil der Varianz erklärt oder schienen angesichts der oben beschriebenen Berechnungen und Überlegungen unplausibel. Unabhängig von der Spezifikation waren die Arbeitslosenquote, der Anteil der Selbständigen und der Budgetsaldo nicht geeignet, die Entwicklung der Sparquote zu erklären

Aufgrund der vorangegangenen Überlegungen und der Ergebnisse anderer Analysen der deutschen Sparquote wurde eine Spezifikation gewählt, die die Einkommensverteilung und die Riester-Reform berücksichtigt. Wegen der aggregierten Betrachtung aller Haushalte (einschließlich der privaten Organisationen ohne Erwerbszweck) und der begrenzten Daten über die Ersparnisbildung im Zusammenhang mit der Riester-Förderung, muss hier in erheblichem Umfang mit Proxies gearbeitet werden. So wird die Einkommensverteilung durch die Gewinnquote abgebildet. Die Effekte der Riester-Reform werden durch einen im Jahr 2001 beginnenden Trend abgebildet. Letzteres erlaubt, die Wirkungen der Riester-Reform etwas weiter zu fassen. Diese gehen sicher über die reine geförderte Riester-Ersparnis hinaus. Vielmehr dürften die Haushalte bereits durch die Diskussion über den Demografischen Wandel und die Notwendigkeit von Einschnitten in die gesetzliche Rente in erheblichem Maße verunsichert und zu zusätzlichen Sparanstrengungen veranlasst worden sein. Aus diesem Grunde erscheint es auch sinnvoll, den Trend bereits ein Jahr vor der Einführung der Riesterreute beginnen zu lassen.

In der folgenden Einzelgleichung wird die langfristige Entwicklung der Sparquote somit durch den kurzfristigen nominalen Zinssatz, den Dax (Index 2001=100) als Vermögenspreis, die Gewinnquote und den Trend ab 2001 erklärt. Die Residuen der Regression der Sparquote auf eine Konstante und die genannten Variablen erwiesen sich als stationär. Der T-Wert im ADF-Test liegt mit $-7,50$ deutlich unter dem kritischen Wert von $-4,43$ (Vgl. Hassler 2004, S. 101 und 111). Es existiert also eine stabile langfristige Beziehung zwischen den genannten Größen.

Mit den genannten Variablen wird daher im nächsten Schritt eine Fehlerkorrekturgleichung geschätzt. Für die kurzfristige Entwicklung spielen zudem der langfristige Nominalzins und der Dax eine Rolle. Die Koeffizienten und ihre Statistiken werden in Tabelle 5.3 dargestellt. Die Residuen sind für die Lags 1-4 frei von Autokorrelation und homoskedastisch. Die Gleichung ist im Schätzzeitraum stabil.

Im Unterschied zum makroökonomischen Modell des IMK wurden hier saisonbereinigte Daten verwendet. Dies erleichtert die graphische Darstellung und erlaubt einen unmittelbaren Vergleich mit den amtlichen saisonbereinigten Daten. Grundsätzlich spielt es aber insbesondere für die Langfristbeziehung zwischen den kointegrierten Variablen keine Rolle, ob die Daten saisonbereinigt oder in Ursprungswerten verwendet werden.

Die Einzelgleichung kann keine Rückwirkungen aus anderen Bereichen der Ökonomie abbilden. Ihr entscheidender Vorteil ist jedoch die Möglichkeit, Variablen wie den Dax zu berücksichtigen, die keinen Eingang in das Modell finden, weil sie ihrerseits nicht sinnvoll geschätzt werden können. Der Schätzzeitraum beginnt mit der deutschen Wiedervereinigung. Es werden also gesamtdeutsche Daten ab 1991 verwendet, während im

Modell ab 1980 geschätzt wird. Im Modell wird der reale private Verbrauch in einer Einzelgleichung u. a. abhängig vom verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte geschätzt. Die Sparquote ergibt sich dann implizit über die definitorischen Zusammenhänge.

Tabelle 5.4
Einzelgleichung der saisonbereinigten Sparquote

Dependent Variable: D(SPARQUOTE_SA)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 1991Q3 2008Q3					
Included observations: 69 after adjustments					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C	5.29	1.00	5.29	0.000	
SPARQUOTE_SA(-1)	-0.79	0.11	-7.50	0.000	
KURZ(-1)	0.27	0.04	6.64	0.000	
DAX2001(-1)	-0.01	0.00	-6.15	0.000	
GEWINNQUOTE_SA(-1)	0.09	0.03	3.09	0.003	
KT2001Q1	0.03	0.01	3.68	0.001	
D(DAX2001(-1))	0.01	0.00	2.24	0.029	
D(LANG(-1))	0.20	0.10	1.95	0.056	
I9404	0.58	0.24	2.43	0.018	
R-squared	0.56	Mean dependent var		-0.03	
Adjusted R-squared	0.50	S.D. dependent var		0.31	
S.E. of regression	0.22	Akaike info criterion		-0.04	
Sum squared resid	2.98	Schwarz criterion		0.25	
Log likelihood	10.55	Hannan-Quinn criter.		0.07	
F-statistic	9.50	Durbin-Watson stat		1.95	
Prob(F-statistic)	0.00				

Der Ladungskoeffizient von -0,79 deutet auf eine rasche Anpassung hin. Eine Simulation, bei der die mit dem geknickten Trend abgebildeten Einflüsse der Rentenreform gleich Null gesetzt wurden (Abbildung 5.2), zeigt den Einfluss der teilweisen Umstellung auf Kapitaldeckung und eines erhöhten Vorsorgesparens. Demnach wäre die Sparquote im Jahr 2008 ohne diese Effekte um 1,1 Prozentpunkte niedriger. Um den Einfluss der anderen Variablen zu ermitteln, wurden Simulationen durchgeführt, bei denen die jeweiligen Werte der Variablen ab dem 4. Quartal 2000 konstant gehalten wurden. Tabelle 5.5 zeigt die jeweiligen Wirkungen der einzelnen Variablen.

Abbildung 5.2
Simulation der Sparquote ohne Effekte der Rentenreform
und eines erhöhten Vorsorgesparens (Einzelgleichung)
– Abweichung gegenüber Status quo Simulation –

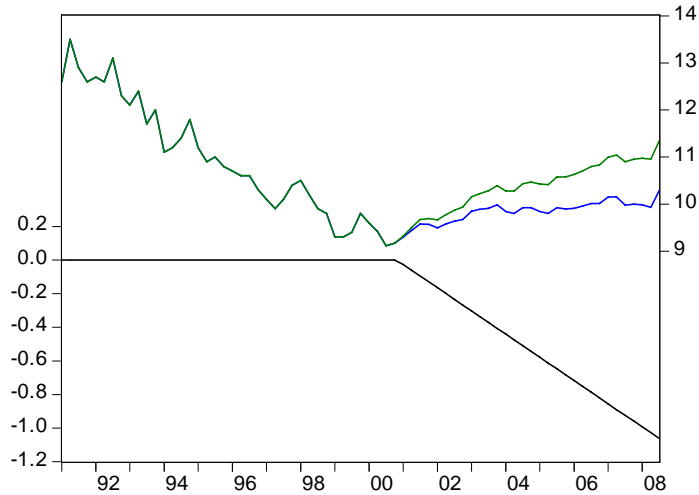


Tabelle 5.5
Erklärung des Anstiegs der Sparquote zwischen 2001 und 2008
durch Einzelgleichung

Variable	(Beitrag zur) Änderung der Sparquote gg. Anfang 2001
Sparquote_sa	2,2
Effekte des Vorsorgesparens	1,1
Gewinnquotenanstieg	1,0
Dax	-0,1
Kurzfristiger Zins	-0,1
Langfristiger Zins	0,1

Die Effekte der Riester-Reform sowie des infolge der erwarteten Rentenkürzungen erhöhten Vorsorgesparens erklären die Hälfte des Anstiegs der Sparquote seit 2001. Die Wirkungen der Einkommensverteilung auf die Sparquote haben eine ähnliche Größenordnung. Im Vergleich ist der Einfluss des Dax und der Zinsen in diesem Zeitraum zu vernachlässigen.

Die Ergebnisse sind ein erster Anhaltspunkt. Zum Vergleich wurden auch andere Schätzungen durchgeführt. So wurde dieselbe Gleichung mit der förderungsfähigen Altersvorsorge in % des Bruttoeinkommens (ab 2002) anstelle des geknickten Trends geschätzt.

Die Ergebnisse waren der Größenordnung nach ähnlich. Die hier gewählte Spezifikation wurde letztlich vorgezogen, weil sie weniger eng gefasst ist.

5.4.4 Gesamtwirtschaftliche Effekte von erhöhtem Vorsorgesparen, Renteniveausenkung und Riesterförderung

Bei aller Unsicherheit über den tatsächlichen Einfluss von Riesterförderung, Rentenkürzung und angekündigter Renteniveauabsenkung auf 40 % können dennoch in bestimmten Grenzen die konjunkturellen Wirkungen dieses Maßnahmenpakets simuliert werden. So spielt im gesamtwirtschaftlichen Modell die Riestertreppe (RV Riestertreppe) in der Schätzgleichung für den realen Konsum der privaten Haushalte (CP00) neben dem realen verfügbaren Einkommen (DISPY00), der Veränderung der Arbeitslosenquote (UR) und dem kurzfristigen Zins (RS3M) eine wichtige Rolle. Die Variable „Riestertreppe“ übernimmt dabei zwangsläufig eine Indikatorfunktion für weitere neue exogene Einflussfaktoren auf das Sparverhalten der privaten Haushalte, die im Jahr 2002 einsetzen und zunehmend an Einfluss gewonnen haben. Dazu können in der Konsumgleichung sowohl der parallele Anstieg der Gewinnquote gehören als auch ein allgemeines erhöhtes Sicherheitsbedürfnis der Bevölkerung nach den Hartz-Reformen und den Maßnahmen der Agenda 2010. Wenn ein solches erhöhtes Sicherheitsbedürfnis die Sparquote erhöht, dann lässt sich das kaum noch danach unterscheiden, ob die privaten Haushalte die zusätzliche Ersparnis nur für die mittlere Frist oder aber für die Zeit nach Rentenbeginn planen. Es reicht, dass die privaten Haushalte grundsätzlich ein höheres Ersparnispolster auf Dauer haben wollen. Wenn dem nicht so sein sollte, dann müsste sich der seit 2002 zu beobachtende Anstieg der Sparquote wieder zurückbilden.

Für die folgende Simulation wurde angenommen, dass die Riestertreppe nicht Bestandteil der Rentenformel ist, dass es keine geförderten Riesterverträge gibt und das Staatskonto damit entlastet wird, und dass der in der Schätzgleichung für den privaten Verbrauch enthaltene Einfluss der Riestertreppe – und damit implizit auch auf die Sparquote der privaten Haushalte wirkend – nur noch halb so hoch ist. Damit wird unterstellt, dass die Riestertreppe in der Konsumgleichung zur Hälfte auch die Einflüsse anderer Faktoren auf die Sparquote mit einschließt, was angesichts der Ergebnisse der Einzelgleichungsschätzung plausibel ist. Zu diesen – in der Schätzgleichung nicht explizit enthaltenen – Faktoren gehört an erster Stelle die Veränderung der Einkommensverteilung (vgl. auch Tabelle 5.5). Wie die Schätzgleichung für den privaten Verbrauch (vgl. Tab. 5.6) zeigt, ist die Riestertreppe als Proxi für diese verschiedenen Einflüsse hoch signifikant. In der Vergangenheit konnte man zudem immer wieder kurzfristige Einflüsse bei einem Anstieg der Arbeitslosigkeit oder einem Anstieg der Zinsen beobachten. Diese Faktoren werden in der Konsumgleichung zusätzlich mit geschätzt.

Tabelle 5.6
Schätzgleichung für den privaten Verbrauch

Dependent Variable: DLOG(CP00)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1981Q4 2008Q2				
Included observations: 107 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.33	0.11	2.98	0.004
Z1	-0.18	0.01	-25.89	0.000
Z2	-0.02	0.01	-2.86	0.005
Z3	-0.09	0.01	-10.42	0.000
Z1*S91Q1	0.07	0.01	10.30	0.000
Z3*S91Q1	0.05	0.01	7.39	0.000
I91Q1	0.18	0.01	13.73	0.000
S91Q1	0.03	0.01	3.26	0.002
I90Q1	0.03	0.01	2.89	0.005
I92Q4	0.03	0.01	3.12	0.002
I93Q1	-0.04	0.01	-3.98	0.000
LOG(CP00(-1))	-0.46	0.11	-4.34	0.000
LOG(DISPY00(-1))	0.39	0.11	3.73	0.000
LOG(RV_RIESTERTREPPE(-1))	0.47	0.18	2.63	0.010
D(UR(-2))/100	-1.29	0.37	-3.52	0.001
DLOG(DISPY00(-6))	-0.12	0.04	-3.27	0.002
DLOG(CP00(-2))	-0.26	0.04	-7.14	0.000
RS3M(-4)	0.00	0.00	-2.79	0.006
DLOG(RV_RIESTERTREPPE(-2))	-2.72	1.16	-2.35	0.021
R-squared	0.98	Mean dependent var	0.01	
Adjusted R-squared	0.97	S.D. dependent var	0.06	
S.E. of regression	0.01	Akaike info criterion	-6.40	
Sum squared resid	0.01	Schwarz criterion	-5.93	
Log likelihood	361.61	Hannan-Quinn criter.	-6.21	
F-statistic	215.25	Durbin-Watson stat	2.12	
Prob(F-statistic)	0.00			

Gemäß den Modellsimulationen haben die – über die veränderte Einkommensverteilung hinausgehenden – verstärkten Sparanstrengungen der privaten Haushalte zusammen mit den realen Kürzungen bei den Rentenzahlungen zu einer Dämpfung des realen Konsums geführt (vgl. Abbildung 5.3). Die Sparquote wäre ohne diese verstärkten Sparanstrengungen, denen auch allgemeine Sicherheitsmotive neben denen der Vorsorge fürs Alter zugrunde liegen können, um knapp einen Prozentpunkt niedriger. Die Größenordnung ist der der Einzelgleichungsschätzung sehr ähnlich.

Gemäß den Modellsimulationen beeinträchtigt dieses induzierte zusätzliche Sparmotiv das Wirtschafts- und Beschäftigungswachstum. In der Folge fielen auch die Lohnsteigerungen geringfügig niedriger aus. Die Ausgaben der Rentenversicherung wurden – dank der Riestertreppe – deutlich um fast 2 % gegenüber der Vergleichssimulation gesenkt, während die Einnahmen der Rentenversicherung um ein halbes Prozent niedriger lagen. Insgesamt verbesserte so die – reale – Rentenniveauabsenkung die Nachhaltigkeitsrücklage der Rentenversicherung deutlich.

Dieses Bild zeigt sich auch in Abbildung 5.2 beim Finanzierungssaldo der Rentenversicherung im absoluten Vergleich gegenüber der Simulation ohne Riestertreppe. Dagegen ist keine Verbesserung der gesamtstaatlichen Finanzierungsposition zu sehen. Gemäß den Modellsimulationen hat die schlechtere wirtschaftliche Entwicklung letztlich die „Einsparerfolge“ bei den Ausgaben der Rentenversicherung für den Staat insgesamt wieder zunichte gemacht. Die Erfolge der Rentenversicherung gehen vollständig zu Lasten der Gebietskörperschaften und der anderen Zweige der Sozialversicherung. Ein dauerhaft höheres Vorsorgespargen, wie es von Politik und breiten Bereichen der Wissenschaft gefordert wurde, reduziert die Konsumnachfrage ohne gleichzeitig die Investitionen anzuregen. Im Gegenteil: Auch die private Investitionstätigkeit leidet unter dem Nachfragemangel.

Abbildung 5.3
Gesamtwirtschaftliche Wirkungen von Riesterreform und erhöhtem Vorsorgespargen – Abweichungen gegenüber Basissimulation in % –

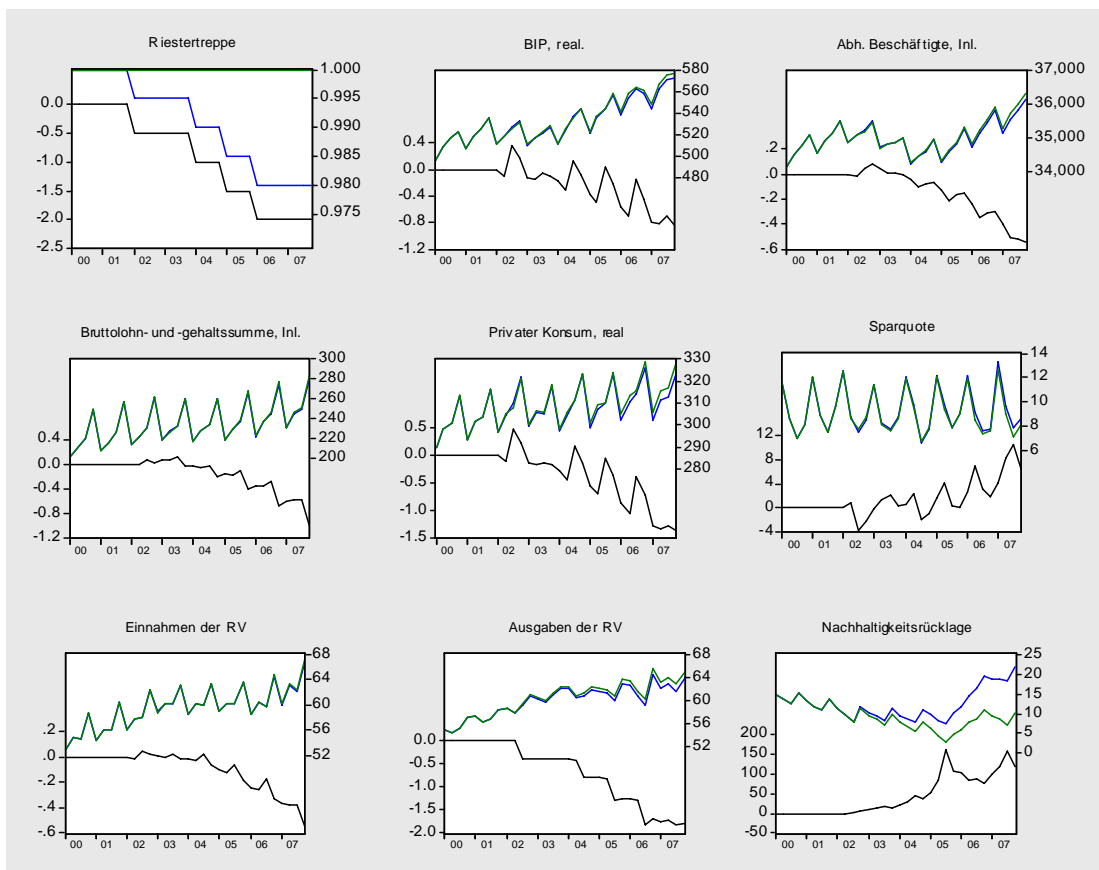
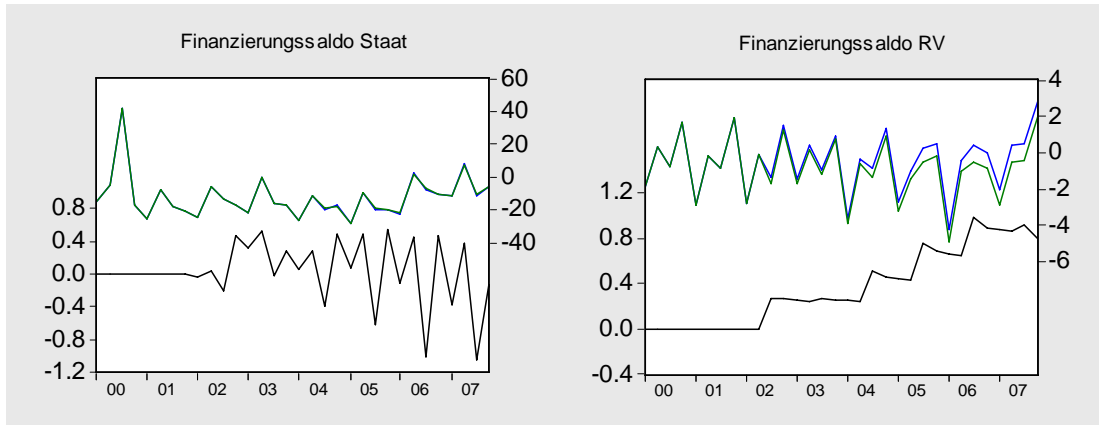


Abbildung 5.4
Wirkungen von Riesterreform und erhöhtem Vorsorgesparen
auf die Finanzierungssalden
 – Abweichungen gegenüber Basissimulation in Mrd. € –



Zwischenfazit

Die vorangegangenen Analysen haben gezeigt, dass die Reformen zu Beginn der letzten Jahrzehnts einen deutlichen Einfluss auf die Entwicklung der Sparquote in Deutschland hatte. Zwischen dem ersten Quartal 2001 und Ende 2008 ist die Sparquote um 2,2 Prozentpunkte gestiegen. Rund die Hälfte dieses Anstiegs lässt sich – nach verschiedenen Methoden – mit der Förderung der privaten Altersvorsorge und einem erhöhtem Vorsorgesparen erklären. Dazu gehören auch die verstärkten Sparanstrengungen infolge der für die Zukunft zu erwartenden gravierenden Absenkung des Rentenniveaus. Andere Motive von Vorsorgesparen mögen zu Beginn nicht gleich auf die Rentenphase ausgerichtet sein. Werden diese zusätzlichen Ersparnisse aber nicht bis Rentenbeginn wieder aufgelöst – wofür bisher keine Anhaltspunkte zu finden sind –, dann stehen sie den Betroffenen in der Rentenphase zur Absicherung ihres Rentenniveaus zur Verfügung. Ein solches Ergebnis entspräche am Ende den Zielen der Reform, die von der Bevölkerung verstärkte Sparanstrengungen verlangte. Dies wurde allerdings mit Wachstums- und Beschäftigungseinbußen erkaufte. Diese bewirkten, dass sich der gesamtstaatliche Finanzierungssaldo trotz Rentenkürzungen nicht verbesserte.

6 Fazit

In dieser Studie wird mit Hilfe des ökonometrischen Konjunkturmodells des IMK, das für diesen Zweck um ein neu geschätztes Vierteljahrsmodell der Rentenversicherung erweitert wurde, den interdependenten Beziehungen zwischen Konjunktur und Rentenversicherung nachgegangen. Dabei stehen drei Analyseschwerpunkte im Mittelpunkt des Interesses. Einmal die Frage, in welchem Ausmaß die Rentenversicherung von unterschiedlichen konjunkturellen Entwicklungen abhängig ist. Besondere Aufmerksamkeit wird dabei der Analyse der aktuellen Krise mit ihren Implikationen für die Rentenversicherung geschenkt. Dabei zeigt sich, dass die derzeitige Ausgestaltung der Rentenversicherung mehrere Schwachpunkte hat. Der erste gravierende Schwachpunkt liegt in der Formulierung der Bemessungsgrundlage der Rentenformel, die die Veränderung der tatsächlich beitragspflichtigen Löhne und Gehälter im Vorjahr als Basis hat. Damit schlägt sich der Einsatz von Kurzarbeit zuerst rentensenkend und anschließend wieder rentensteigernd nieder. Es handelt sich um eine Art statistischen Jo-Jo-Effekt, der mittelfristig keine Auswirkungen auf die Rentenhöhe hat. Es wäre daher schlüssig, den Sondereffekt durch die Kurzarbeit aus der Bruttolohnentwicklung herauszurechnen, so wie dies derzeit schon bei den Ein-Euro-Jobs geschieht, um die überzogenen Ausschläge in beide Richtungen zu verhindern. Stattdessen entschied sich die Bundesregierung für das Instrument einer „Rentenschutzklausel“, was kurz vor einer Bundestagswahl leicht als Wahlgeschenk missverstanden werden kann. Letztlich müsste man die Rentenformel nur gemäß ihrer ökonomischen Intention anwenden. Es war sicherlich nie die Intention der Konstrukteure der Rentenformel, dass Rentner die Folgen spezieller arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen der Bundesregierung spüren müssen.

Der zweite Schwachpunkt ist die – aus konjunkturpolitischer Sicht – nicht optimale Verzögerung zwischen konjunkturellen Veränderungen und den Reaktionen auf der Ausgabe- und Einnahmenseite der Rentenversicherung. So ließen sich über eine längere Verzögerung zwischen Reaktionen der Ausgaben auf Einnahmenänderungen wegen Lohnänderungen bessere Stabilisierungseffekte erzielen. Dies gilt sowohl für die Berücksichtigung der Lohnzuwächse als auch für den Nachhaltigkeitsfaktor. Letztlich ist die eingebaute Verzögerung von maximal eineinhalb Jahren zu kurz für starke und vor allem längere andauernde Abschwünge. Für kurze und schwache Abschwünge ist die Stabilisierungsfunktion der Rentenversicherung dagegen gut, aber nicht von so großer Bedeutung.

Der dritte Schwachpunkt liegt angesichts der gegenwärtigen starken Krise in der vermutlich ungenügenden Höhe der Nachhaltigkeitsreserve. Letztlich sollte diese Schwankungsreserve vor Beginn einer Rezession eine solche Höhe haben, dass auch eine starke und lang andauernde Krise ohne eine Beitragssatzanhebung gemeistert werden kann. Denn eine Beitragssatzanhebung innerhalb einer Rezessionsphase wirkt ihrerseits noch krisenverstärkend.

Auf den ersten Blick scheinen von der Rentenversicherung mit den gegenwärtig geltenden Regelungen nur vergleichsweise geringe konjunkturstabilisierende Wirkungen auszugehen. Im Falle eines Exporteinbruchs in der Stärke, wie wir in derzeit erleben, wird das Bruttoinlandsprodukt allerdings innerhalb von vier Jahren um bis zu 2 % stabilisiert, wenn die Nachhaltigkeitsrücklage dies zulässt bzw. keine kompensierenden Beitragssatzerhöhungen vorgenommen werden und die Effekte der steigenden Kurzarbeit auf das Renteniveau nicht wirksam werden. Die stärkste Stabilisierung findet dann im zweiten und dritten Jahr nach dem Konjunkturunbruch statt. Insgesamt wäre das eine nennenswerte Größenordnung, sofern die Beitragssätze in dieser Zeit nicht doch erhöht würden. Dagegen gehen von kapitalgedeckten Rentensystemen in solchen Zeiten konjunkturdestabilisierende Effekte aus. Auch wenn nach einigen Jahren durch steigende Kurse die Verluste von kapitalgedeckten Systemen wieder wett gemacht werden können, in der aktuellen Situation gehen davon unweigerlich destabilisierende Wirkungen auf die Verbraucher, und zwar auf viele Rentner und Arbeitnehmer, aus. Der Saldo zwischen dem umlagebasierten Rentensystem und einem – fiktiven – kapitalbasierten ist daher für die Konjunkturentwicklung von gravierender Bedeutung. Grundsätzlich sollte man allerdings auch nicht zu hohe Erwartungen an die Stabilisierungsfunktion der Rentenversicherung haben. Sie stellt nur einen Teil der gesamtstaatlichen automatischen Stabilisatoren dar. Der Arbeitslosenversicherung kommt im Prinzip eine stärkere Stabilisierungsfunktion zu. Auch die Gebietskörperschaften könnten mit mittelfristig orientierten stetig wachsenden Ausgaben „unabhängig“ von rückläufigen oder stark steigenden Steuereinnahmen eine stärkere Stabilisierungsfunktion übernehmen.

Ein eigenes Kapitel der Studie widmet sich der Frage nach den konjunkturellen Wirkungen erhöhten Vorsorgesparens der privaten Haushalte. Dieses veränderte Sparverhalten dürfte zu einem nennenswerten Teil dem Teilumstieg der Rentenversicherung von einem umlagefinanzierten System hin zu einem kapitalgedeckten seit 2002 und den damit einhergehenden Rentennivauabsenkungen geschuldet sein. Gerade der konjunkturelle Aspekt wurde (und wird) häufig von Vertretern einer stärker kapitalgedeckten Rentenversicherung ausgeblendet. Doch spielt er eine gravierende Rolle für die Wachstums- und Beschäftigungseffekte, die von einer solchen Reform ausgehen und hat große Bedeutung für das gesamtstaatliche Defizit. Während vor Beginn des Teilumstiegs nur hypothetische Simulationen unter Verwendung plausibler Annahmen durchgeführt werden konnten (vgl. Meinhardt et al, 2000), lassen sich jetzt – sieben Jahre nach Einführung der Riestertreppe und der Riesterförderung – erste empirische Analysen durchführen. Dabei ergeben sich zumindest deutliche Hinweise, dass die Hartz- und Riester-Reformen einen deutlichen Einfluss auf die jüngste Entwicklung der Sparquote der privaten Haushalte in Deutschland hatten. Zwischen dem ersten Quartal 2001 und Ende 2008 ist die Sparquote der privaten Haushalte um 2,2 Prozentpunkte gestiegen. Rund die Hälfte dieses Anstiegs lässt sich ökonomisch mit verstärktem Vorsorgesparen – u. a. wegen der für die Zukunft zu erwartenden gravierenden Absenkung des Rentenniveaus – und der Förderung der privaten Altersvorsorge erklären. Damit sind die Rentenreformen und in ähnlichem Umfang die zunehmende Einkommensungleichheit wahrscheinlich die Hauptursachen für den Anstieg der Sparquote. Dieses Ergebnis einer – durch die Maßnahmen induziert – steigenden Sparquote entsprach den Zielen der Reformen. Es wurde allerdings mit Wachs-

tums- und Beschäftigungseinbußen erkaufte. Diese bewirkten, dass sich durch die Reformen der gesamtsstaatliche Finanzierungssaldo trotz Rentenkürzungen nicht verbesserte.

7 Literaturverzeichnis

- Ando, A. K., Modigliani, F. (1963):** The "Life-Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review*, 53, 55-84.
- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (2006):** Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2006, in: Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 18/2006.
- Barr, N. (2000):** Reforming Pensions, Myths, Truths, and Policy Choices, IMF Working Paper 00/139, Washington.
- Bartzsch, N. (2006):** Vorsichtssparen und Einkommensunsicherheit privater Haushalte in Deutschland – Eine ökonometrische Untersuchung auf Basis von SOEP-Daten, in: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 75 (2006), 4, S. 109–120;
- Bosworth, B., Burtless, G. (2004):** Pension Reform and Saving, The Brookings Institution, http://www.brookings.edu/~media/Files/rc/papers/2004/0105useconomics_bosworth/200401bosworthburtless.pdf
- Börsch-Supan, A, Reil-Held, A., Schunk, D. et al. (2008):** Saving incentives, old-age provision and-displacement effects: Evidence from the recent German pension reform, in: *Journal of Pension Economics and Finance* , Volume 7, Issue 03, November 2008, pp 295-319
- Brück, T. mit Zwiener, R. (2006):** Fiscal policy rules for stabilisation and growth: A simulation analysis of deficit and expenditure targets in a monetary union, in: *Journal of Policy Modeling*, 28, issue 4.
- Brümmerhoff, D. (2007):** Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, 8. Auflage, München.
- Bundesagentur für Arbeit (Hrsg.):** Amtliche Nachrichten der BA, Monatshefte verschiedener Jahrgänge.
- Bundesministerium der Finanzen (Hrsg.):** Finanzbericht 1999, 2005, 2009.
- Callen, T., Thimann, Ch. (1997):** Empirical Determinants of Household Saving: Evidence from OECD Countries, IMF Working Paper Nr. 97/181, Dezember.
- Cesaratto, S. (2006):** Transition to fully funded pension schemes: a non-orthodox criticism, in: *Cambridge Journal of Economics* 2006, 30, 33–48.
- Clark , G. L., Hebb, T. (2003):** Understanding Pension Fund Corporate Engagement in a Global Arena, in: Working Paper in Gerography No WPG 03-01, Oxford University.
- Corneo, G, Keese, M., Schröder, C. (2007):** Erhöht die Riester-Förderung die Sparneigung von Geringverdienern?, in: *Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin, Volkswirtschaftliche Reihe Nr. 2007/23.*
- Coronado, J., Engen, E., Knight, B. (2003):** Public Funds and Private Capital Markets; The Investment Practices and Performance of State and Local Pension Funds, in: *National Tax Journal*, Vol. 56, pp. 579, September.
- Corsetti, G., Schmidt-Hebbel, K. (1995):** Pension Reform and Growth, World Bank Policy Research Working Paper Nr. 1471, Washington.
- Davis, E. P. and Hu, Y. (2005):** Is there a Link between Pension-Fund Assets and Economic Growth? – A Cross-Country Study, Brunel University and NIESR, London.
- De Serres, A. und Pelgrin, F. (2003):** The decline in private saving rates in the 1990s in OECD countries: How much can be explained by non-wealth determinants? *OECD Economics Studies* Nr. 36, 2003/1.
- Deutsche Bundesbank (2008):** Perspektiven der gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland, in: *Deutsche Bundesbank Monatsbericht*, April 2008.

-
- Deutsche Bundesbank (2007):** Der private Konsum seit der deutschen Wiedervereinigung, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, September.
- Deutsche Bundesbank (1999):** Möglichkeiten und Grenzen einer verstärkten Kapitaldeckung der gesetzlichen Alterssicherung in Deutschland, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, Dezember.
- Deutsche Rentenversicherung Bund (Hrsg.):** Rentenversicherung in Zeitreihen 2008.
- Dirschmid, W., Glatzer, E. (2004):** Determinants of the Household Saving Rate in Austria, in: Monetary Policy & the Economy Q4/04, Österreichische Nationalbank, Wien.
- DIW, ZEW, Hauser, R., Becker, I. (2007):** Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung, Studie für das Bundesministerium für Arbeit und Soziales, Bonn.
- Duong, M. mit Logeay, C., Stephan, S., Zwiener, R. (2005):** Modelling European Business Cycles (EBC Model), A Macroeconometric Model of Germany, in: DIW Berlin Data Documentation 5.
- Engle, R., Granger, C. (1987):** Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing, in: *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Feldstein, M. (1976):** Social Security an Saving. The Extended Life Cycle Theory, in *The American Economic Review*, Bd. 66.
- Feldstein, M. (1974):** Social Security, Induced Retirement an Aggregate Capital Accumulation, in *Journal of Political Economy*, Bd. 280.
- Friedman, M. (1957):** A Theory of the Consumption Function. Princeton University Press.
- Harvey, R. (2004):** Comparison of household saving ratios: Euro area/United States/Japan, OECD Statistics Brief Nr. 8, Juni.
- Hassler, U. (2004):** Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration, in: Gaab, W., Heilemann, U., Wolters, J. (2004): Arbeiten mit ökonometrischen Modellen, Heidelberg.
- Holzmann, R. (1997):** On Economic benefits and fiscal requirements of moving from unfunded to funded pensions, in: *European Economy Reports and Studies*, 4, pp. 121-166.
- Horn, G., Logeay, C., Zwiener, R. (2008):** Wer profitierte vom Aufschwung? Modellsimulationen, S.10-12.
- IMK (2008):** Am Rande des Abgrunds – Prognose der wirtschaftlichen Lage 2009, Kasten: Simulation von Konjunkturprogrammen, IMK Report Nr. 35, Dezember 2008, S.24-25
- IMK (2007b):** Der Abschwung kommt – Prognose der wirtschaftlichen Lage 2008, IMK Report Nr. 25, Dezember 2007.
- IMK (2007a):** Der Aufschwung geht weiter – Frühjahrsprognose des IMK für 2007, Kasten 3: Lohnzurückhaltung lohnt sich nicht, Report Nr. 19, April 2007, S.30-33.
- IMK (2006):** Der Aufschwung – schon vorbei? – Herbstprognose des IMK für 2006 und 2007, Report Nr. 14, Oktober 2006, Kasten S. 19-20.
- Keynes, J.M. (1936):** The General Theory of Employment, Interest and Money, London.
- Kirner, E., Meinhardt, V., Wagner, Gert G. (2000):** Problems of Providing Income Security in Old Age Cannot be Solved Merely by Changing the Mode of Financing, in: *Economic Bulletin* 9/2000.
- Klär, E., Slacalek, J. (2006):** Entwicklung der Sparquote in Deutschland – Hindernis für die Erholung der Konsumnachfrage, in: *Wochenbericht des DIW Berlin*, Nr. 40/2006.
- Klose, M., Schwarz, N. (2006):** Einkommen sozioökonomischer Haushaltsgruppen, Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, in: *Wirtschaft und Statistik* 12/2006.
- Kriete-Dodds, S. (2008):** Staatliche Förderung der Riester-Rente für das Jahr 2002, in: *Wirtschaft und Statistik* 1/2008.

- Kriete-Dodds, S., Vorgrimler, D. (2007):** Staatliche Förderung der Riester-Rente für das Jahr 2002, in: *Wirtschaft und Statistik* 3/2007.
- Leiber, S. mit Zwiener, R. (2005):** Reformperspektiven für die Finanzierung der sozialen Sicherung, in: *WSI-Mitteilungen* 8.
- Mackenroth, G. (1952):** Die Reform der Sozialpolitik durch einen deutschen Sozialplan, in: *Schriften des Vereins für Socialpolitik*, Bd. 4 NF.
- Meinhardt, V. mit G. Wagner, R, Zwiener (2000):** Introduction of a funded component of old-age provision reduces economic growth, in: *Economic Bulletin des DIW* 37, 1, S. 27- 32.
- Meinhardt, V., mit R. Zwiener (2005):** Gesamtwirtschaftliche Wirkungen einer Steuerfinanzierung versicherungsfremder Leistungen in der Sozialversicherung, Gutachten im Auftrag des DGB-Bundesvorstands, der Hans-Böckler-Stiftung und der Otto-Brenner-Stiftung, in: *DIW Berlin, Politikberatung kompakt* http://www.diw.de/deutsch/produkte/publikationen/diwkompakt/docs/diwkompakt_2005-007.pdf.
- Meinhardt V. (1997):** Vereinigungsfolgen belasten Sozialversicherung, in: *Wochenbericht des DIW* 40.
- Munell, A. H. (1974):** The Impact of Social Security on Personal Savings, in: *National Tax Journal*, Bd. 27.
- OECD (2009):** *Private Pensions Outlook 2008*.
- Rieckhoff, Ch., Stolz, U. (2008):** Förderung der zusätzlichen Altersvorsorge für das Beitragsjahr 2005 durch die ZfA, in: *RVaktuell* 9/2008.
- Rieckhoff, Ch., Stolz, U. (2007):** Zulagenförderung für das Beitragsjahr 2004 durch die Zentrale Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA), in: *RVaktuell* 9/2007.
- Rieckhoff, Ch., Stolz, U. (2006):** Zulagenzahlung der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen – Auswertungen für das Beitragsjahr 2003, in: *RVaktuell* 08/06.
- Rieckhoff, Ch., Stolz, U. (2005):** Aktuelle Ergebnisse der zulagengeförderten Altersvorsorge – Erste statistische Auswertungen der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen, in: *Die ANGESTELLTENVERSICHERUNG, Zeitschrift der Bundesversicherungsanstalt für Angestellte*, Jahrgang 52, September.
- Rürup, B. (2008):** Das Rentenreformkonzept der Bundesregierung, in: *Wirtschaftsdienst* 8, 2008.
- Samwick, A. (2000):** Is Pension Reform Conducive to Higher Saving? in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2 (May), pp. 264-272.
- Schmidt-Hebbel, K. (1998):** Does Pension Reform Really Spur Productivity, Savings, and Growth? Working Paper Nr. 33, April, Banco Central de Chile.
- Spiecker, F., Zwiener, R. (2000):** Are Funded Pensions Better than a Pay-As-You-Go System? A Critical View on Kazakstan's Pension Reform, in: Hoffmann, Lutz: *Kazakstan 1993-2000*. Heidelberg: Physica-Verlag, 2000, S. 208-224.
- SVR (2008):** Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 2008/2009.
- SVR (2007):** Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten (2007/2008): "Das Erreichte nicht verspielen".
- SVR (2006):** Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 2006/2007.
- SVR (2004):** Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten (2004/2005): "Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland".
- SVR (2000):** Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 2000/2001.

Statistisches Bundesamt: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe 1.4, Inlandsproduktberechnung, Detaillierte Jahresergebnisse, verschiedene Jahrgänge.

United Nations (2007): Development in an Aging World, in: World Economic and Social Survey 2007, New York.

World Bank (1994): Averting the Old Age Crisis, Policies to Protect the Old and Promote Growth, Washington.

World Bank (2003): ed. By Holzmann, R. and Palmer E. Issues and Prospects for Non.Financial Defined Contribution (NDC) Schemes, 2003.

Zwiener, R. (2003): Modelling the Public Sector of Germany in the European Business Cycle Model, research note No. 24 of DIW Berlin, 2003.

Anhang

Modell der Gesetzlichen Rentenversicherung

Dokumentation

Ökonometrisches Rentenmodell

Einnahmen

Gleichung: $rv_einnahmen = rv_vermogeink + rv_vermogtrf + rv_svbeitrage + rv_eintrf$

Die Einnahmen im Modell der Gesetzlichen Rentenversicherung entfallen auf insgesamt vier Positionen: Die beiden marginalen Posten von Vermögenseinkommen und Vermögenstransfers sowie die wichtigen Posten der Sozialversicherungsbeiträge und der staatlichen Transfers.

Vermögenseinkommen und -transfers

Variablen: $rv_vermogeink + rv_vermogtrf$

Vermögenseinkommen und Vermögenstransfers, exogen

Staatliche Transferzahlungen

$rv_eintrf = rv_trfvomst + rv_einuebrtrf$

Die staatlichen Transferzahlungen gliedern sich in laufende Transferzahlungen und übrige Transferzahlung.

Transfers vom Staat

Gleichung: $rv_trfvomst = rv_bundeszuschuss + rv_kinderbeitrage + rv_sonstigetrfvomst$

Die staatlichen Transfers bestehen aus dem Bundeszuschuss (v.a. für versicherungsfremde Leistungen; $rv_bundeszuschuss$), den Beiträgen für Kindererziehungszeiten ($rv_kinderbeitrage$) sowie sonstigen Transfers ($rv_sonstigetrfvomst$).

Bundeszuschuss

rv_bundeszuschuss

Dependent Variable: **DLOG(RV_BUNDESZUSCHUSS)**

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991Q2 2007Q4

Included observations: 67 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.253201	0.058145	-4.354652	0.0001
LOG(RV_BUNDESZUSCHUSS(-1))- LOG(DE_GWAGEE_S(- 2)*RV_BEITRAGSSATZ(-1))	-0.027310	0.006196	-4.407815	0.0000
S97Q3*DLOG(DE_CP)	0.287798	0.070875	4.060612	0.0002
DLOG(DE_GWAGEE_S)+DLOG(RV_BEITRAGS SATZ)	0.790563	0.068127	11.60428	0.0000
Z1	0.025627	0.006594	3.886424	0.0003
Z2	0.008893	0.003352	2.653273	0.0104
Z3	0.004187	0.003411	1.227474	0.2248
I92Q1-I98Q1+I98Q2	0.106332	0.005797	18.34107	0.0000
I98Q4	0.223623	0.009842	22.72114	0.0000
I99Q2-I01Q2-I02Q2-I03Q2	-0.071703	0.004893	-14.65414	0.0000
I03Q1+I07Q1	-0.017789	0.007766	-2.290524	0.0258
R-squared	0.972111	Mean dependent var		0.015636
Adjusted R-squared	0.967130	S.D. dependent var		0.051278
S.E. of regression	0.009297	Akaike info criterion		-6.369299
Sum squared resid	0.004840	Schwarz criterion		-6.007335
Log likelihood	224.3715	Hannan-Quinn criter.		-6.226069
F-statistic	195.1936	Durbin-Watson stat		1.807622
Prob(F-statistic)	0.000000			

Der Bundeszuschuss wird modellendogen erklärt durch die Bruttolöhne und –Gehälter pro Kopf, den Beitragssatz zur GRV und ab Mitte 1997 durch die vereinfachte Bemessungsgrundlage der Mehrwertsteuer, den nominalen Privaten Verbrauch.

Kinderbeiträge

rv_kinderbeitrage

exogen

Sonstige Transfers

rv_sonstigetrfvomst; exogen

Übrige Transfers

Variable: *rv_einuebrtrf*

Differenz zur VGR-Abgrenzung inkl. Knappschaft, exogen

Sozialversicherungsbeiträge

Gleichung: $rv_svbeitrage = rv_tatssvb + rv_unterstsvb$

Die Sozialversicherungsbeiträge (SVB) enthalten die tatsächlichen SVB ($rv_tatssvb$, endogen) sowie eine Komponente für die Knappschafft und die Differenz zur VGR-Abgrenzung ($rv_unterstsvb$, exogen).

Tatsächliche Sozialversicherungsbeiträge

Gleichung: $rv_tatssvb = rv_pflichtbeitrage + rv_babeitrage + rv_sonstigebeitrage$

Die tatsächlichen Einnahmen aus Sozialversicherungsbeiträgen sind zum einen die tatsächlich gezahlten Pflichtbeiträge ($rv_pflichtbeitrage$) und die von der Bundesanstalt für Arbeit gezahlten Beiträge für Arbeitslose ($rv_babeitrage$), die beide im Modell mit einer Schätzgleichung ermittelt werden, zum anderen einen Term für die Differenz zur VGR-Abgrenzung (inkl. Knappschafft): $rv_sonstigebeitrage$ (exogen).

Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung

Dependent Variable: **DLOG(RV_PFLICHTBEITRAGE)**

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991Q2 2008Q2

Included observations: 69 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.598978	0.264298	-9.833529	0.0000
Z1	-0.074634	0.024012	-3.108168	0.0029
Z2	-0.020085	0.008140	-2.467406	0.0166
Z3	-0.017716	0.007528	-2.353361	0.0221
S06Q1*Z1	-0.012782	0.010932	-1.169208	0.2472
S06Q1*Z2	0.031151	0.009809	3.175603	0.0024
S06Q1*Z3	-0.037097	0.010715	-3.462092	0.0010
LOG(RV_BEITRAGSSATZ(-1)*DE_GWAGE(-1))	0.575914	0.054425	10.58181	0.0000
LOG(RV_PFLICHTBEITRAGE(-1))	-0.625276	0.055348	-11.29715	0.0000
DLOG(RV_BEITRAGSSATZ/100*DE_GWAGE)	0.616689	0.081371	7.578747	0.0000
I06Q1	0.151067	0.011366	13.29098	0.0000
I97Q1	0.034661	0.010229	3.388627	0.0013
R-squared	0.990976	Mean dependent var		0.007718
Adjusted R-squared	0.989235	S.D. dependent var		0.091926
S.E. of regression	0.009538	Akaike info criterion		-6.310322
Sum squared resid	0.005185	Schwarz criterion		-5.921782
Log likelihood	229.7061	Hannan-Quinn criter.		-6.156175
F-statistic	569.0482	Durbin-Watson stat		2.164042
Prob(F-statistic)	0.000000			

Die Pflichtbeiträge werden durch die Beitragssätze zur Rentenversicherung sowie die Bruttolohn- und Gehaltssumme erklärt.

Bemessungsgrundlage

Gleichung: $de_gwage = (de_gwagee * de_ee) / 1000000$

Bemessungsgrundlage ist die Bruttolohn- und Gehaltssumme (*de_gwage*), die sich aus den durchschnittlichen Bruttolöhnen pro Kopf (*de_gwagee*) multipliziert mit der Zahl der Beschäftigten (*de_ee*) ergibt. Beide Größen werden endogen im makroökonomischen Gesamtmodell bestimmt.

Sozialversicherungsbeiträge der Bundesanstalt für Arbeit (BA)

Dependent Variable: D(RV_BABEITRAGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991Q2 2008Q3

Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.506352	0.267193	-1.895077	0.0632
Z1	-2.517440	0.155461	-16.19337	0.0000
Z2	-0.062950	0.116611	-0.539827	0.5915
Z3	-0.864849	0.096952	-8.920389	0.0000
S03Q1*Z1	1.962492	0.194193	10.10590	0.0000
S03Q1*Z2	0.319422	0.175631	1.818713	0.0743
S03Q1*Z3	0.712977	0.172555	4.131888	0.0001
S96Q1	0.395985	0.101077	3.917646	0.0002
RV_BABEITRAGE(-1)	-0.328929	0.067253	-4.890912	0.0000
DE_U(-1)/1000	0.217734	0.092179	2.362086	0.0217
D(DE_U)/1000	1.225057	0.259513	4.720598	0.0000
I92Q1	1.019667	0.257611	3.958169	0.0002
I95Q1+I95Q2	1.464568	0.186891	7.836473	0.0000
I03Q1	-1.264138	0.259233	-4.876463	0.0000
R-squared	0.926543	Mean dependent var		0.005929
Adjusted R-squared	0.909490	S.D. dependent var		0.783403
S.E. of regression	0.235686	Akaike info criterion		0.124224
Sum squared resid	3.110683	Schwarz criterion		0.573923
Log likelihood	9.652160	F-statistic		54.33429
Durbin-Watson stat	2.065958	Prob(F-statistic)		0.000000

Die Zahlungen der Bundesanstalt für Arbeit an die Rentenversicherung werden modellendogen durch die Anzahl der Arbeitslosen (*de_u*) aus dem gesamtwirtschaftlichen Modell bestimmt.

Sonstige Beiträge

rv_sonstigebeitrage

Der Differenzbetrag zu den tatsächlichen Sozialbeiträgen (aus der VGR) wird in den sonstigen Beiträgen festgehalten.

Unterstellte Sozialbeiträge

rv_unterstsvb; exogen

Ausgaben

Gleichung: $rv_ausgaben = rv_vorleist + rv_anentgelt + rv_monsozleist + rv_sozsachleist + rv_lfdtrf + rv_bruttoinv$

Die Gesamtausgaben der Gesetzlichen Rentenversicherung ergeben sich als Summe aus monetären Sozialleistungen (endogen), sozialen Sachleistungen (exogen), Arbeitnehmerentgelten (exogen), Vorleistungen (exogen), laufenden Transferzahlungen (endogen) und Bruttoinvestitionen (exogen). Die einzelnen Ausgabenposten werden im Folgenden aufgeschlüsselt.

Monetäre Sozialleistungen

Gleichung: $rv_monsozleist = rv_bruttobetraege_insg + rv_sonstigeleist$

In Schaubild 3 sind die einzelnen monetären Leistungsposten der GRV dargestellt: Zahlungsbetrag Inland, Abzüge auf den Zahlungsbetrag, Bruttobetrag Ausland, Beitragsanteil und – Zuschüsse Inland. Diese Positionen werden im Modell unter Monetären Sozialleistungen ($rv_monsozleist$) subsummiert, modellendogen durch eine Schätzgleichung erklärt und um Sonstige monetäre Sozialleistungen ($rv_sonstigeleist$) als Differenz unter Einschluss der Knappschaft und in VGR-Abgrenzung ergänzt.

Gesamte Rentenausgaben (brutto)

Gleichung: $rv_bruttobetraege_insg = rv_bruttobetraege_rest + rv_bruttobetrag * 3 * rv_rentenfaelle / 1000000000$

Die gesamten Bruttoausgaben für Renten ergeben sich im Modell definitiv aus den Bruttoausgaben je Rentenfall (pro Monat) und der Zahl der Rentenfälle. Während die Zahl der Rentenfälle exogen ist, werden die Bruttoausgaben je Rentenfall endogen geschätzt (B.1.2.).

Bruttobeträge (je Rentenfall)

Gleichung: EQ_RV_BRUTTOBETRAG_BS2

Dependent Variable: **DLOG(RV_BRUTTOBETRAG)**

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q4

Included observations: 63 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.65E-05	5.16E-05	-0.901259	0.3716
(1-S05Q1)*DLOG(DE_GWAGEE_S(-2)*RV_RIESTERTREPPE(-2))+S05Q1*DLOG(DE_GWAGEE_S(-2)*RV_RIESTERTREPPE(-2)*RV_NFAKTOR(-2))	0.968840	0.004103	236.1061	0.0000
I93Q3	-0.027970	0.000526	-53.18780	0.0000
I95Q3-I96Q3	0.008192	0.000254	32.22617	0.0000
I97Q3+I98Q3+I99Q3	0.011669	0.000213	54.73426	0.0000
I00Q3	-0.003690	0.000364	-10.13105	0.0000
I01Q3	0.006036	0.000364	16.57552	0.0000
I02Q3-I04Q3	0.008912	0.000254	35.15171	0.0000
I05Q3+I07Q3+I03Q3	-0.004695	0.000214	-21.97319	0.0000
I05Q1	-0.001327	0.000362	-3.670989	0.0006
I07Q4	-0.002000	0.000361	-5.533616	0.0000
R-squared	0.999452	Mean dependent var	0.005319	
Adjusted R-squared	0.999347	S.D. dependent var	0.014009	
S.E. of regression	0.000358	Akaike info criterion	-12.87439	
Sum squared resid	6.67E-06	Schwarz criterion	-12.50019	
Log likelihood	416.5432	Hannan-Quinn criter.	-12.72721	
F-statistic	9485.042	Durbin-Watson stat	2.110004	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Der Zuwachs der Durchschnittsrenten wird modellendogen erklärt durch den Zuwachs der Bruttolöhne und -Gehälter je Beschäftigten im Vorjahr (Jahresdurchschnitt), den verzögerten Beitragssatzänderungen zur Rentenversicherung, den verzögerten Veränderungen des Vorsorgeanteils (seit 2001) und den Nachhaltigkeitsfaktor (seit 2005) (vgl. SVR 2008, Kasten 9, S.175) .

Bemessungsgrundlagen:

Bruttolöhne und -Gehälter je Beschäftigten (Vorjahresdurchschnitt)

Gleichung: $de_g wagee_s = (@movav(de_g wagee(-1) , 4) * s1 + @movav(de_g wagee(-2) , 4) * s2 + @movav(de_g wagee(-3) , 4) * s3 + @movav(de_g wagee(-4) , 4) * s4)$

Nachhaltigkeitsfaktor

Gleichung: $rv_n faktor = ((1 - (rv_rentner(-4) / de_ee(-4))) / (rv_rentner(-8) / de_ee(-8))) * .25 + 1)$

Der Nachhaltigkeitsfaktor ergibt sich aus der Veränderung des Rentnerquotienten vom Vorjahr zum vorangegangenen Jahr, gewichtet mit 0,25.

Riestertreppe

rv_riestertreppe

Die Riestertreppe ist durch einen ab 2002 jährlich um einen halben Prozentpunkt von Eins aus bis zum Jahr 2007 fallenden Faktor modelliert. Der Altersvorsorgeanteil ist genau umgekehrt – steigend – definiert.

Soziale Sachleistungen

rv_sozsachleist

exogen

Arbeitnehmerentgelt

rv_anentgelt

exogen

Vorleistungen

rv_vorleist

exogen

Laufende Transfers

Gleichung: $rv_lfdtrf = rv_lfdtrfanstaat + rv_ubrlfdtrf$

Im Modell werden laufende Transfers an den Staat gezahlt (*rv_lfdtrfanstaat*), die Differenz zu den gesamten laufenden Transfers wird unter Übrige Transfers (*rv_ubrlfdtrf*) gebucht.

Bruttoinvestitionen der GRV

rv_bruttoinv

exogen

Finanzierungssaldo der GRV

Gleichung: $rv_finsaldo = rv_einnahmen - rv_ausgaben$

Der Finanzierungssaldo der GRV (inkl. Knappschaft, VGR-Abgrenzung) ist modelliert durch die Differenz aller Einnahmen und aller Ausgaben.

Konsolidiertes Staatskonto (aus dem Gesamtmodell)

Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung

Dependent Variable: **DLOG(DE_TSSEE-RV_PFLICHTBEITRAGE/2)**

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q2 2008Q2

Included observations: 65 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.800158	0.429423	-4.192039	0.0001
Z1	-0.119262	0.035008	-3.406696	0.0012
Z2	-0.030756	0.020315	-1.513923	0.1357
Z3	-0.006214	0.033723	-0.184265	0.8545
LOG((DE_TSSEE_TARIFSA(-1)- RV_BEITRAGSSATZ(-1)/2)*DE_GWAGE(-1))- LOG(DE_TSSEE(-1)-RV_PFLICHTBEITRAGE(- 1)/2)	0.415380	0.098380	4.222192	0.0001
DLOG(DE_TSSEE(-1)- RV_PFLICHTBEITRAGE(-1)/2)	-0.212537	0.092364	-2.301067	0.0251
DLOG(DE_TSSEE(-3)- RV_PFLICHTBEITRAGE(-3)/2)	-0.185993	0.097484	-1.907933	0.0615
DLOG(DE_TSSEE(-4)- RV_PFLICHTBEITRAGE(-4)/2)	0.278806	0.083771	3.328193	0.0015
I06Q1	-0.124416	0.021244	-5.856542	0.0000
R-squared	0.976048	Mean dependent var		0.010127
Adjusted R-squared	0.972626	S.D. dependent var		0.122607
S.E. of regression	0.020285	Akaike info criterion		-4.829939
Sum squared resid	0.023044	Schwarz criterion		-4.528870
Log likelihood	165.9730	Hannan-Quinn criter.		-4.711148
F-statistic	285.2495	Durbin-Watson stat		2.343781
Prob(F-statistic)	0.000000			

Die Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung (ohne die zur Rentenversicherung) werden modellendogen erklärt durch die Beitragssätze zur Sozialversicherung ohne die zur Rentenversicherung, multipliziert mit der Bruttolohn und –Gehaltssumme.

Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung

Dependent Variable: **DLOG(DE_TSSEM-DE_RES_TSSEM
-RV_PFLICHTBEITRAGE/2)**

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q4

Included observations: 63 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.550079	0.757158	-4.688690	0.0000
Z1	-0.115845	0.021721	-5.333269	0.0000
Z2	-0.015454	0.014921	-1.035704	0.3051
Z3	-0.011942	0.016189	-0.737682	0.4640
LOG((DE_TSSEM_TARIFSA(-1)- RV_BEITRAGSSATZ(-1)/2)*DE_GWAGE(-1))	0.842576	0.165519	5.090525	0.0000
LOG(DE_TSSEM(-1)-DE_RES_TSSEM(-1)- RV_PFLICHTBEITRAGE(-1)/2)	-0.907844	0.165034	-5.500952	0.0000
DLOG(DE_TSSEM(-1)-DE_RES_TSSEM(-1)- RV_PFLICHTBEITRAGE(-1)/2)	-0.222048	0.092350	-2.404422	0.0198
DLOG(DE_TSSEM(-4)-DE_RES_TSSEM(-4)- RV_PFLICHTBEITRAGE(-4)/2)	0.349150	0.092490	3.775017	0.0004
I97Q1	-0.045635	0.015859	-2.877558	0.0058
I06Q1	-0.081327	0.016464	-4.939607	0.0000
I07Q4	0.053425	0.016969	3.148414	0.0027
R-squared	0.974310	Mean dependent var	0.007179	
Adjusted R-squared	0.969370	S.D. dependent var	0.084027	
S.E. of regression	0.014706	Akaike info criterion	-5.443812	
Sum squared resid	0.011246	Schwarz criterion	-5.069614	
Log likelihood	182.4801	Hannan-Quinn criter.	-5.296638	
F-statistic	197.2149	Durbin-Watson stat	2.323013	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung ohne Rentenversicherung hängen im Modell von den Beitragssätzen zur Sozialversicherung (ohne die der Rentenversicherung) und den Bruttolöhnen- und Gehältern ab.

Transferzahlungen an Private Haushalte

**Dependent Variable: DLOG(DE_TRFGOV-DE_RES_TRFGOV
-RV_ZAHLBETRAGINL)**

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q4

Included observations: 63 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.303380	0.476211	-4.836886	0.0000
Z1	-0.067366	0.008158	-8.257687	0.0000
Z2	-0.028363	0.009526	-2.977367	0.0044
Z3	-0.028557	0.006764	-4.221743	0.0001
LOG(DE_TRFGOV(-1)-DE_RES_TRFGOV(-1)- RV_ZAHLBETRAGINL(-1))- LOG(DE_GWAGEE(-1))	-0.387466	0.076137	-5.089066	0.0000
LOG(@TREND)	0.061126	0.016666	3.667641	0.0006
LOG(DE_UR(-1))	0.098005	0.038231	2.563512	0.0132
DLOG(DE_TRFGOV(-4)-DE_RES_TRFGOV(-4)- RV_ZAHLBETRAGINL(-4))	0.252177	0.077029	3.273784	0.0019
I02Q3-I06Q2	0.044802	0.012152	3.686691	0.0005
I06Q3-I06Q4+I94Q4-I96Q1+I07Q1	-0.060824	0.007641	-7.959926	0.0000
R-squared	0.873034	Mean dependent var		0.007402
Adjusted R-squared	0.851473	S.D. dependent var		0.041848
S.E. of regression	0.016128	Akaike info criterion		-5.271912
Sum squared resid	0.013786	Schwarz criterion		-4.931732
Log likelihood	176.0652	Hannan-Quinn criter.		-5.138118
F-statistic	40.49257	Durbin-Watson stat		2.178393
Prob(F-statistic)	0.000000			

Die Transferzahlungen an Private Haushalte (ohne die Rentenzahlungen) werden modell-
endogen mit der Gehaltsentwicklung (pro Kopf) und der Arbeitslosigkeit erklärt. Eine
Trendvariable nimmt den Einfluss weiterer Faktoren auf.

Variablenliste

Variablenname

de_cp00	Privater Konsum, real
de_trfgov	Transfers des Staates (konsistent mit Staatskonto)
de_trfgov_ph	Transfers des Staates (konsistent mit VGR)
de_tssee	Sozialbeiträge der Arbeitnehmer
de_tssem	Sozialbeiträge der Arbeitgeber
rv_anentgelt	Arbeitnehmerentgelt
rv_ausgaben	Ausgaben
rv_babeitrage	Beiträge der BA
rv_beitragssatz	Beitragssatz zur GRV in %
rv_bruttobetraege_insg	Gesamte Bruttorentenbeträge
rv_bruttobetraege_rest	Übrige Bruttobeträge (Diff.)
rv_bruttobetrag	Durchschnitts-Bruttorentenbetrag pro Kopf
rv_bruttoinv	Bruttoinvestitionen
rv_bundeszuschuss	Bundeszuschuss
rv_einnahmen	Einnahmen
rv_eintrf	Sonstige laufende Transfers vom Staat
rv_einuebtrf	übrige laufende Transfers
rv_finsaldo	Finanzierungssaldo
rv_kinderbeitrage	Beiträge für Kindererziehung
rv_kv_beitragssatz	Beitragssatz zur Krankenversicherung
rv_lfdtrf	Sonstige laufende Transfers
rv_lfdtrfanstaat	Laufende Transfers an den Staat
rv_monsozleist	Monetäre Sozialleistungen
rv_nfaktor	Nachhaltigkeitsfaktor
rv_pfllichtbeitrage	Pflichtbeiträge
rv_rentenfaelle	Anzahl der Rentenfälle
rv_rentner	RentenempfängerInnen
rv_riestertreppe	Riestertreppenfaktor
rv_sonstigebeitrage	Beiträge (Diff zur VGR)
rv_sonstigeleist	Sonstige monetäre Sozialleist. (Diff)
rv_sonstigetrfvomst	Sonstige laufende Tr. (Diff)
rv_sozsachleist	Soziale Sachleistungen
rv_svbeitrage	Sozialbeiträge
rv_tatssvb	tatsächliche Sozialbeiträge
rv_trfvomst	laufende Transfers vom Staat
rv_ubrlfdtrf	übrige laufende Transfers
rv_unterstsvb	unterstellte Sozialbeiträge
rv_vermogeink	Vermögenseinkommen
rv_vermogtrf	Vermögenstransfers
rv_vorleist	Vorleistungen
rv_zahlbetragInl	Zahlbetrag Inland
rv_ava	Altersvorsorgeanteil

Rentenmodell Gleichungssystem

Variable	Mrd. €2007	Typ	Bezeichnung
RV_Einnahmen	243,95	D	Einnahmen
rv_vermogeink	0,56 x		Vermögenseinkommen
rv_svbeitrage	163,37	D	Sozialbeiträge
rv_tatssvb	163,12	D	tatsächliche Sozialbeiträge
rv_pflichtbeitrage	152,8	end	Pflichtbeiträge
rv_babeitrage	5,6	end	Beiträge der BA
rv_sonstigebeitrage	4,7	x	Beiträge (Diff zur VGR)
rv_unterstsvb	0,25	x	unterstellte Sozialbeiträge
rv_eintrf	80,00	D	Sonstige laufende Transfers vom Staat
rv_trfvomst	79,41	D	laufende Transfers vom Staat
rv_bundeszuschuss	58,84	end	Bundeszuschuss
rv_kinderbeitrage	11,6	x	Beiträge f. Kindererziehung
RV_Sonstigetrfvomst (Diff)	9,0	x	Sonstige laufende Tr.
rv_einuebtrf	0,59	x	übrige laufende Transfers
rv_vermogtrf	0,02	x	Vermögenstransfers
rv_ausgaben	242,86	D	Ausgaben
rv_vorleist	1,19	x	Vorleistungen
rv_anentgelt	2,58	x	Arbeitnehmerentgelt
rv_monsozleist	234,62	D	Monetäre Sozialleistungen
rv_bruttobetrag		end	Bruttobetrag je Rentenfall
rv_bruttobetrag_insg		D	Bruttobetrag insgesamt
rv_bruttobettraege_rest		x	Bruttobeträge Rest
rv_zahlbetraginl	182,2	end	Zahlbetrag Inland
rv_abzugeinl	17,7		Abzüge auf Zahlb.Inland
rv_beitragsanteilinl	13,7		Beitragsanteil Inland
rv_bruttobetragausl	4,5		Bruttobetrag Ausland
rv_sonstigeleist (Diff)	16,5	x	Sonstige monetäre Sozialleist.
rv_sozsachleist	3,81	x	Soziale Sachleistungen
rv_lfdtrf	0,47	x	Sonstige laufende Transfers
rv_lfdtrfanstaat	0,35	x	Laufende Transfers an den Staat
rv_ubrlfdtrf	0,12	x	übrige laufende Transfers
rv_bruttoinv	0,15	x	Bruttoinvestitionen
rv_finsaldo	1,09	D	Finanzierungssaldo
Nachrichtlich:			
rv_konsumausg	7,86	x	Konsumausgaben
rv_beitragssatz	(19,9)	x	Beitragssatz, in %
rv_kv_beitragssatz		x	Beitragssatz der Rentner, in %
rv_rentner		x	Rentner/innen
rv_rentenfaelle		x	Rentenfälle

Erklärung: D (Definition), end (endogen), x (exogen)

ROT: Rentenversicherung mit Knappschaft und in VGR-Abgrenzung

Blau: nur Rentenversicherung

Grün: Differenz

Schwarz: Sonstige

Rentenmodell unter EViews:

Bemessungsgrundlagen

$de_gwagee_s = (@movav(de_gwagee(-1) , 4) * s1 + @movav(de_gwagee(-2) , 4) * s2 + @movav(de_gwagee(-3) , 4) * s3 + @movav(de_gwagee(-4) , 4) * s4)$

$de_gwage = (de_gwagee * de_ee) / 1000000$

$rv_nfaktor = ((1 - (rv_rentner(-4) / de_ee(-4)) / (rv_rentner(-8) / de_ee(-8))) * .25 + 1)$

'Einnahmen

$rv_einnahmen = rv_vermogeink + rv_svbeitrage + rv_eintrf + rv_vermogtrf$

$rv_svbeitrage = rv_tatssvb + rv_unterstsvb$

$rv_tatssvb = rv_pflichtbeitrage + rv_babeitrage + rv_sonstigebeitrage$

$rv_eintrf = rv_trfvomst + rv_einuebtrf$

$rv_trfvomst = rv_bundeszuschuss + rv_kinderbeitrage + rv_sonstigetrfvomst$

:eq_rv_pfllichtbeitrage_2

:eq_rv_babeitrage_1

:eq_rv_bundeszuschuss

'Ausgaben

$rv_ausgaben = rv_vorleist + rv_anentgelt + rv_monsozleist + rv_sozsachleist + rv_lfdtrf + RV_bruttoinv$

$rv_monsozleist = rv_bruttobetraege_insg + rv_sonstigeleist$

$rv_bruttobetraege_insg = rv_bruttobetraege_rest + rv_bruttobetrag * 3 * rv_rentenfaelle / 1000000000$

:eq_rv_bruttobetrag_bs2

:eq_rv_zahlbetraginl_6

$rv_lfdtrf = rv_lfdtrfanstaat + rv_ubrldtrf$

'Finanzierungssaldo

$rv_finsaldo = rv_einnahmen - rv_ausgaben$

'Gesamtmodell

:eq_gm_tssee_rv

:eq_gm_tssem_rv

:eq_gm_tssem1_rv

:eq_gm_trfgov_ph

:eq_gm_trfgov_rv_3

:eq_gm_cp00_4

Publisher: Hans-Böckler-Stiftung, Hans-Böckler-Str. 39, 40476 Düsseldorf, Germany

Phone: +49-211-7778-331, IMK@boeckler.de, <http://www.imk-boeckler.de>

IMK Studies is an online publication series available at:

<http://www.boeckler.de/cps/rde/xchg/hbs/hs.xls/31939.html>

ISSN: 1861-2180

The views expressed in this paper do not necessarily reflect those of the IMK or the Hans-Böckler-Foundation.

All rights reserved. Reproduction for educational and non-commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

Hans **Böckler**
Stiftung 

Fakten für eine faire Arbeitswelt.
