



der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg

DISKUSSIONSBEITRÄGE DISCUSSION PAPERS

Konjunktur und Generationenbilanz –
eine Analyse anhand des HP-Filters

Ulrich Benz
Christian Hagist

No. 22 – August 2008



Konjunktur und Generationenbilanz – eine Analyse anhand des HP-Filters

Ulrich Benz
Christian Hagist

Forschungszentrum Generationenverträge
Albert-Ludwigs-Universität Freiburg*

Letzte Fassung: August 2008

Erste Überarbeitung: Februar 2008

Erste Version: Februar 2007

Zusammenfassung

Die Generationenbilanz ist mittlerweile – angesichts des demografischen Wandels – ein etabliertes Instrument zur Quantifizierung der fiskalischen Situation eines Haushalts. Jedoch werden immer wieder, sowohl aus Wissenschaft wie aus der politischen Praxis, Kritikpunkte an der Methode angeführt. Einer dieser Punkte – die Abhängigkeit der Ergebnisse vom gewählten Basisjahr – wird in dieser Arbeit eingehend untersucht und quantifiziert. Hierzu wird mit Hilfe des so genannten HP-Filters das gesamtstaatliche Budget Deutschlands der Jahre 1996 bis 2005 um den konjunkturellen Einfluss bereinigt. Als Ergebnis kann festgestellt werden, dass die Konjunktur in Deutschland zwar einen Einfluss auf die Resultate zeitigt, jedoch liegt der entsprechende Fehler im einstelligen Prozentbereich und verzerrt damit die Aussagen der Generationenbilanz qualitativ nicht.

* Forschungszentrum Generationenverträge, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, D-79098 Freiburg, christian.hagist@generationenvertraege.de, ulrich.benz@fm.bwl.de, Fax +49-761-203-2290. Wir danken Matthias Heidler, Tobias Hackmann, Tobias Benz sowie zwei unbekanntem Gutachtern für wertvolle Hinweise und Anregungen. Für verbleibende Fehler zeichnen sich die Autoren verantwortlich.

1. Einleitung

Die Untersuchung der langfristigen Tragfähigkeit der staatlichen Finanzen und hierbei vor allem der sozialen Subsysteme rückt angesichts der sich abzeichnenden Alterung der westlichen Gesellschaften unter dem Begriff „fiskalische Nachhaltigkeit“ zunehmend in den Blickpunkt der finanzwissenschaftlichen Forschung. Die traditionell verwendeten Kennzahlen staatlicher Haushaltsrechnung wie Finanzierungssaldo, Staatsverschuldung oder Schuldenquote bilden das laufende Jahr bzw. das Ergebnis der vergangenen Fiskalpolitik ab und können somit keinen Anhaltspunkt über die künftige längerfristige Entwicklung der Staatsfinanzen geben. Um diese Lücke zu schließen, wurden Anfang der 1990er Jahre verschiedene Ansätze zur Messung „fiskalischer Nachhaltigkeit“, also der langfristigen Entwicklung der Staatsfinanzen, entwickelt. Neben dem „*fiscal sustainability*“ Ansatz von Blanchard et al. (1990) ist die Generationenbilanzierung („*generational accounting*“) die verbreitetste Methode.¹ Mittlerweile gibt es auch zahlreiche Anwendungen beider Methoden für die meisten westlichen Industrienationen.²

Dabei weisen beide Methoden spezifische Schwächen auf. Einer der häufigsten Kritikpunkte ist dabei die so genannte Basisjahrabhängigkeit. Gerade bei Anwendung der beiden Methoden in der Politikberatung wird häufig argumentiert, die Methode sei zu abhängig davon, welches Jahr und damit letztendlich auch welcher Primärsaldo als Ausgangspunkt der Analyse gewählt und somit in die Zukunft fortgeschrieben würde. Befände man sich in einer Phase des Abschwungs oder in einer Rezession, so würden die Ergebnisse der Nachhaltigkeitsindikatoren tendenziell zu schlecht ausfallen, da man den Konjunkturzyklus bei der Analyse nicht mitberücksichtigt hätte. Diesen begründeten Einwand versucht die vorliegende Arbeit mittels eines mehrstufigen Verfahrens bzgl. der Generationenbilanzen für Deutschland der Jahre 1996 bis 2005 zu untersuchen. Hierzu werden in einem ersten Schritt vorliegende makroökonomische Bezugsgrößen wie etwa das Bruttosozialprodukt oder die Lohnsumme mittels des von Hodrick und Prescott (1980) entwickelten Hodrick-Prescott (HP)-Filters in eine Konjunktur- und eine Trendkomponente zerlegt. Der notwendige Korrekturbedarf der staatlichen Budgetgrößen wie bspw. das Lohnsteueraufkommen wird sodann mittels Elastizitäten aus der Konjunkturkomponente

¹ Aufbauend auf den Arbeiten von Auerbach, Kotlikoff und Gokhale (1991, 1992 und 1994) entwickelte Raffelhüschen (1999) das Konzept der Generationenbilanz weiter, in dem er das gesamtstaatliche Budget betrachtet und einzelne, nicht-altersspezifische Posten gleichmäßig auf die Bevölkerung verteilt.

² So gibt es z. B. umfassende EU-Studien für beide Methoden, vgl. Franco und Munzi (1997) zur OECD-Methode und Jägers und Raffelhüschen (1999) zur Generationenbilanzierung. Benz und Fetzner (2006) haben allerdings gezeigt, dass beide Methoden letztlich identisch sind und nur in der empirischen Umsetzung differieren. Somit lassen sich die Ergebnisse dieser Arbeit grundsätzlich auch auf den „*fiscal sustainability*“ Ansatz übertragen.

der makroökonomischen Bezugsgrößen ermittelt. Das so ermittelte Budget dient dann als Grundlage für eine „bereinigte“ Generationenbilanz. Ein solches Vorgehen soll möglichst transparent sein, damit eine Einschätzung gegeben werden kann, wie groß die konjunkturelle Komponente ist und wie sehr sich diese auf die Nachhaltigkeitsindikatoren auswirkt. Natürlich können ebenfalls durch diskretionäre Entscheidungen im gewählten Basisjahr Sondereffekte auftreten und auf die Ergebnisse Einfluss nehmen. Diese sollen aber gerade nicht korrigiert werden, da solche Maßnahmen Inhalt von Politik sind und somit bewusst die Staatsfinanzen beeinflusst werden.

Der Beitrag gliedert sich dabei wie folgt: In Kapitel 2 wird die Methodik der Generationenbilanzierung kurz erläutert, nachfolgend wird in Kapitel 3 das grundsätzliche Vorgehen zur Bereinigung des staatlichen Budgets erläutert und das bereinigte Budget vorgestellt. Anschließend wird in Kapitel 4 die quantitative Auswirkung auf die Ergebnisse der Generationenbilanz dargestellt. Der Beitrag endet in Kapitel 5 mit einem Fazit und Ausblick.

2. Methodik der Generationenbilanzierung

Die zukünftige demografische Veränderung wird sämtliche umlagefinanzierte Sozialversicherungssysteme in Finanzierungsschwierigkeiten bringen. Die Folge der gesellschaftlichen Alterung ist – bei einem Ausbleiben von einschneidenden Reformen – ein zunehmendes Missverhältnis zwischen Ausgaben- und Einnahmenentwicklung in den umlagefinanzierten Sozialversicherungssystemen, da ältere Jahrgänge deutlich mehr Leistungen beanspruchen als sie selbst an Beiträgen entrichten und diese Diskrepanz von den erwerbstätigen Kohorten getragen werden muss. Das quantitative Ausmaß dieses Missverhältnisses lässt sich mit Hilfe der Methode der Generationenbilanzierung bestimmen. Dabei handelt es sich um ein intergeneratives Budgetierungssystem, das auf der intertemporalen Budgetrestriktion des Staates basiert. Letztere besagt, dass die heute bestehende Staatsschuld ($Debt_0$) durch die Summe der diskontierten Primärsalden (primäre Ausgaben ohne Zinszahlungen E minus Einnahmen R) abgegolten werden muss:

$$(1) \quad \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(E_j - R_j)_t}{(1+i)^j} = -Debt_0$$

Für die Berechnung der Primärsalden werden in einem ersten Schritt die im Basisjahr ausgewiesenen Einnahmen und primären Ausgaben der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) mit Hilfe von alters- und geschlechtsspezifischen Mikroprofilen auf

repräsentative Durchschnittsindividuen der im Basisjahr lebenden Kohorten verteilt. In anderen Worten wird der Primärsaldo des Basisjahres auf die Kohorten umgelegt und diese Struktur unter Berücksichtigung der demografischen Veränderungen mit einer Wachstumsrate g in die Zukunft fortgeschrieben. Genau hier setzt die oben beschriebene Kritik an, denn sollte eine schlechte konjunkturelle Lage den Primärsaldo nach unten bewegen, wird diese Situation auf Ewigkeit festgeschrieben und verzerrt somit die Nachhaltigkeitsanalyse.

Durch die oben erläuterten Berechnungen erhält man die künftigen Zahlungsströme zwischen dem Staat und der Bevölkerung. Durch entsprechende Saldierung und Abdiskontierung auf das Basisjahr mit der Diskontrate i erhält man die sogenannten Nettosteuerzahlungen einer Generation. Mit Hilfe der Nettosteuerzahlungen können Nachhaltigkeitsindikatoren berechnet werden. Die Summe aller zukünftigen Nettosteuerzahlungen heutiger und zukünftiger Generationen ergibt die implizite Staatsschuld. Diese quantifiziert die, bei Geltung der aktuellen Gesetzeslage, entstehenden, schwebenden Ansprüche an den Staat, welche vor allem auf den umlagefinanzierten Sozialversicherungen basieren. Zusammen mit der explizit ausgewiesenen Staatsschuld ergibt sich die so genannte Nachhaltigkeits- oder Tragfähigkeitslücke. Eine positive Nachhaltigkeitslücke verletzt aber die eingangs dieses Abschnitts erwähnte intertemporale Budgetrestriktion des Staates, da die bestehende explizite Staatsschuld eben nicht durch die Summe aller zukünftigen Nettosteuerzahlungen abgegolten werden kann. Neben der Nachhaltigkeitslücke werden in Benz und Hagist (2008) zwei weitere Indikatoren verwendet.³ Bei beiden werden zukünftige Nettosteuerzahlungen so erhöht, dass die Nachhaltigkeitslücke geschlossen wird. Im Einzelnen handelt es sich dabei um die so genannte notwendige Erhöhung des Abgabenquotienten bzw. die notwendige Senkung des Transferquotienten. Diese Indikatoren haben gegenüber der Nachhaltigkeitslücke den Vorteil, weniger sensitiv auf Veränderungen der Zins-Wachstums-Differenz zu reagieren, da sowohl die implizite Staatsschuld als auch die künftige Entwicklung der zusätzlichen Einnahmen in gleicher Weise von Veränderungen der Zins- und Wachstumsraten betroffen sind.⁴

3. Die konjunkturelle Bereinigung des Budgets

Dieses Kapitel betrachtet das Konto des Staates in der VGR – was im Folgenden kurz mit Staatsbudget bezeichnet werden soll – und dessen konjunkturelle Bereinigung. Dazu

³ Benz und Hagist (2008) stellen den technischen Anhang dieses Papiers dar.

⁴ Für eine ausführliche Beschreibung der Methodik sei auf Bonin (2001) verwiesen.

werden in Unterkapitel 3.1 das grundsätzliche Vorgehen der Bereinigung sowie mögliche Alternativen erläutert. Darauf aufbauend wird die konjunkturelle Bereinigung der Makrogrößen mit dem so genannten HP-Filter durchgeführt (3.2). Mit Hilfe dieser bereinigten Größen und der Wahl entsprechender Elastizitäten, welche in Unterkapitel 3.3 eingeführt werden, kann schließlich das konjunkturell bereinigte Budget berechnet werden (3.4).

3.1 Grundsätzliches Vorgehen der Aggregatsbereinigung

Der staatliche Finanzierungssaldo im Jahr t D_t lässt sich in zwei Komponenten zerlegen: In die strukturelle Komponente D_t^S , die den Saldo quantifiziert, welcher auftritt, wenn sich die Volkswirtschaft im langfristigen Gleichgewicht⁵ befindet und in die konjunkturelle Komponente D_t^K , die sich aufgrund der konjunkturellen Situation, also der Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht, ergibt.

Als Grundannahme, welche später differenzierter betrachtet wird, dient die Überlegung, dass sich die konjunkturelle Komponente als Funktion der gesamtwirtschaftlichen Produktionsabweichung, der so genannten „Produktionslücke“ („*output gap*“) darstellen lässt. Diese ist als Abweichung des BIP von seinem langfristigen Gleichgewichtswert ($Y_t - Y_t^*$) definiert. Die konjunkturelle Komponente D_t^K wird automatisch aus dem Konjunkturverlauf des Bruttoinlandsprodukts (BIP) abgeleitet, indem eine konstante lineare Verknüpfung der Produktionslücke mit der konjunkturellen Defizitkomponente angenommen wird. Dies impliziert, dass das BIP respektive das Produktionspotential relativ gleichmäßig um den eigenen langfristigen Wachstumspfad schwankt, also keine gravierenden Schocks wie etwa abrupte Verteuerung von Rohstoffen oder rasant voranschreitender Strukturwandel auftreten. δ stellt den konstanten Faktor dar, der misst mit welchem Gewicht sich das „*output gap*“ im Budget niederschlägt. Die vorgestellten Überlegungen führen zu folgendem Zusammenhang:

$$(2) \quad D_t^S = D_t - \delta \cdot (Y_t - Y_t^*)$$

Diese Grundüberlegung – unterstellt, dass der Finanzierungssaldo und damit sämtliche Ausgaben und Einnahmen in identischer Weise proportional auf die Abweichung des BIP reagieren – ist allerdings eine stark vereinfachende Annahme. Das Budget setzt sich nämlich aus vielen einzelnen Positionen zusammen, die – wenn auch mit Zeitverzögerung – zwar indirekt alle von der Konjunktur abhängen, allerdings nicht in dem hier zu

⁵ Gleichgewicht bedeutet in diesem Fall nicht das langfristige „*steady state*“ Gleichgewicht nach Solow, sondern „lediglich“, dass sich die Volkswirtschaft auf dem Wachstumspfad hin zum „*steady state*“ befindet.

untersuchenden Sinne. Unter konjunkturellem Defizit sollen nämlich nur solche Budgetauswirkungen erfasst werden, die sich zwangsläufig aus dem Konjunkturverlauf ergeben und daher dem diskretionären Entscheidungsspielraum der Regierung entzogen sind. Änderungen, die von der Politik als Antwort auf die konjunkturelle Situation hervorgerufen werden, sind Teil der Fiskalpolitik. Die Nachhaltigkeitsanalyse möchte ein Referenzszenario abbilden, das unter der Prämisse entsteht, dass die derzeitige Fiskalpolitik inkl. der „Konjunkturpolitik“ nicht reagiert. Mögliche politische Antworten in der Zukunft, seien sie kurzfristigen Überlegungen wie der Konjunktur oder eher langfristigen Erwägungen wie dem demografischen Wandel geschuldet, sind daher nicht Gegenstand der Analyse, sondern vielmehr politische Lösungsansätze aufgrund der gefundenen Ergebnisse.⁶

Nach dieser Eingrenzung der zu korrigierenden Sachverhalte auf solche, die sich zwangsläufig aus der Konjunktur ergeben, ist es einsichtig, dass die verschiedenen Budgetpositionen des staatlichen Saldos nicht nur unterschiedlich stark auf Abweichungen des BIP reagieren, sondern sich in vielen Fällen vollkommen unelastisch verhalten.⁷ Daher werden zur Bereinigung des Budgets in einem ersten Schritt die einzelnen Budgetpositionen dahingehend untersucht, ob sie überhaupt bereinigt werden müssen.

Die staatlichen Budgetpositionen knüpfen nicht direkt an das BIP, sondern an unterschiedliche makroökonomische Größen an. Diese Größen, aus deren aggregierten Werten sich letztlich das BIP zusammensetzt, werden zwar von der Entwicklung des BIP beeinflusst, verlaufen aber nicht zwingend parallel zum BIP. So folgt bspw. die Binnennachfrage seit Jahren einem anderen zeitlichen Verlauf als die Außenkonjunktur und damit einem Teil der Unternehmensgewinne, die im Exportsektor erwirtschaftet werden.

Eine Bereinigung des staatlichen Budgets, welches nur auf der Abweichung des BIP basiert, führt daher zu verzerrten Ergebnissen. Daher werden im nächsten Schritt für jede zu korrigierende Budgetposition makroökonomische Bezugsgrößen $M_{j,t}$ gewählt, die den

⁶ Die gleiche Argumentation gilt für die Studien, die sich mit eher kurz- und mittelfristigen Fragen befassen. Auch diese Studien korrigieren das Defizit nicht um diskretionäre politische Maßnahmen, vgl. bspw. Leibfritz (1999) und Deutsche Bundesbank (2000). Eine Korrektur konjunkturpolitisch intendierter Maßnahmen erscheint zudem arbiträr und eröffnet die Möglichkeit, der gezielten Beeinflussung der Ergebnisse. Es kann nämlich nicht festgestellt werden, ob diskretionäre, konjunkturpolitisch intendierte Maßnahmen tatsächlich nur temporären Charakter haben oder sich nicht doch verstetigen. Eine Ausnahme stellen die Erlöse aus der Versteigerung der UMTS-Lizenzen dar, die tatsächlich einmaliger Natur sind und sich zudem in der Reduzierung der expliziten Staatsschuld niederschlagen. Um eine doppelte Berücksichtigung zu vermeiden, wurden diese Einnahmen im Budget des Jahres 2000 korrigiert.

⁷ Als Beispiel seien der Verteidigungshaushalt oder die staatlichen Bildungsausgaben genannt. Konjunkturreakibel sind dagegen bspw. die Ausgaben für die Arbeitslosigkeit oder die einkommensbasierten Steuereinnahmen.

Bemessungsgrundlagen dieser Budgetpositionen möglichst nahe kommen sollen.⁸ Dies bedeutet natürlich, dass der in Gleichung (1) postulierte lineare Zusammenhang zwischen Defizit und BIP bei der disaggregierten Vorgehensweise nicht mehr besteht, sondern man über die Aggregation der bereinigten Budgetpositionen $B_{j,t}$ das bereinigte Gesamtbudget erhält.

Die Beziehungen der einzelnen Einnahmen- und Ausgabenkomponenten zu den Bezugsgrößen werden über entsprechende Elastizitäten $\varepsilon_{B,M}$ ausgedrückt. Die einzelnen bereinigten Budgetpositionen $B_{j,t}^S$ erhält man mittels folgender Gleichung:

$$(3) \quad B_{j,t}^S = B_{j,t} + B_{j,t} \cdot \varepsilon_{B,M} \cdot \frac{(M_{j,t} - M_{j,t}^*)}{M_{j,t}}$$

Der tatsächliche Wert der Budgetposition in t , $B_{j,t}$, zuzüglich der Bereinigung aufgrund des Konjunkturlinflusses ergibt den bereinigten Budgetansatz $B_{j,t}^S$. Die notwendige Bereinigung erhält man durch eine Multiplikation des – mit der entsprechenden Elastizität gewichteten – prozentualen „output gap“ der makroökonomischen Bezugsgröße $\frac{M_{j,t} - M_{j,t}^*}{M_{j,t}}$ mit dem tatsächlichen Wert der Budgetposition $B_{j,t}$.

Das hier vorgestellte Verfahren wird als Elastizitätenmethode bezeichnet, da der konstante Faktor δ , der den Zusammenhang zwischen der Budgetposition und der makroökonomischen Bezugsgröße misst, durch die jeweilige Elastizität ausgedrückt wird.

Wenn für den konstanten Wert $B_{j,t} \cdot \varepsilon_{B,M} \cdot \frac{1}{M_{j,t}} = -\delta$ gesetzt wird, erkennt man, dass

Gleichung (3) Gleichung (2) – bezogen auf die einzelnen Budgetpositionen – entspricht. Durch Einsetzen von Gleichung (3) in Gleichung (2) erhält man dann den gesamten bereinigten staatlichen Finanzierungssaldo.

$$(4) \quad D_t^S = \sum_{j=1}^N B_{j,t} + \sum_{j=1}^N \left[B_{j,t} \cdot \varepsilon_{B,M} \cdot \frac{(M_{j,t} - M_{j,t}^*)}{M_{j,t}} \right]$$

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Ermittlung des bereinigten Budgets gemäß des folgenden vierstufigen Vorgehens erfolgt:

⁸ Die jeweiligen Budgetpositionen, die als konjunkturabhängig angesehen werden und die dafür gewählten Budgetpositionen, werden in den folgenden Abschnitten einzeln dargestellt.

1. Bestimmung der Budgetpositionen $B_{j,t}$, die bereinigt werden sollen samt dazugehörenden Bezugsgrößen $M_{j,t}$.⁹
2. Ermittlung des Wertes $M_{j,t}^*$ der Bezugsgröße, welcher sich bei gleichgewichtiger Auslastung der Produktionskapazität $Y_{j,t}^*$ ergeben würde.
3. Festlegung bzw. Berechnung der jeweiligen Elastizitäten $\varepsilon_{B,M}$
4. Berechnung der bereinigten Budgetpositionen $B_{j,t}^S$

Die so ermittelten Budgetansätze $B_{j,t}^S$ dienen schließlich als Grundlage für eine konjunkturbereinigte Generationenbilanz. In den nächsten Abschnitten wird die empirische Umsetzung des erläuterten Konzeptes lediglich grob skizziert. Eine detaillierte Betrachtung der praktischen Vorgehensweise findet sich im technischen Anhang zu diesem Beitrag, (Benz und Hagist (2008)).

3.2 Die konjunkturelle Bereinigung der makroökonomischen Bezugsgrößen

Zur Berechnung des bereinigten Budget des Staates werden die Schwankungen der makroökonomischen Bezugsgrößen als Abweichungen von ihrem eigenen langfristigen Trend aufgefasst. Als statistisches Verfahren zur Ermittlung der Trendwerte und damit der bereinigten Größen $M_{j,t}^*$, wird – wie in anderen Arbeiten¹⁰ – der HP-Filter verwendet, welcher auf Hodrick und Prescott (1980) zurückgeht, die ihn erstmals auf die Entwicklung des US-amerikanischen BIP angewendet haben. Wie oben dargestellt, lassen sich Zeitreihen in eine strukturelle bzw. Trend- und in eine konjunkturelle Komponente zerlegen.

$$(5) \quad M_{j,t} = M_{j,t}^* + M_{j,t}^K$$

Der HP-Filter ermittelt die Trendwerte $M_{j,t}^*$, indem eine Zielfunktion minimiert wird. In die Zielfunktion gehen einmal die Summe der quadrierten Abweichungen des tatsächlichen Wertes vom gesuchten Trendwert und die Summe der quadrierten Differenz der Abweichung des Trendwertes im Jahr t von dem vorangegangenen und von dem folgenden Trendwert, also den Trendwerten im Jahr $t-1$ und $t+1$ ein. Dieser zweite Teil bildet die Schwankungen, also die Variabilität des Trends selbst, ab.

⁹ Auf den ersten Schritt kann im Prinzip verzichtet werden, da – wie oben erwähnt – die Wahl einer Elastizität von Null einem Verzicht der Bereinigung der jeweiligen Position entspricht. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird jedoch diese Darstellung gewählt.

¹⁰ Vgl. Deutsche Bundesbank (2000) und Bouthevillain et al. (2001).

Von entscheidendem Einfluss auf die ermittelten Trendwerte, ist die Wahl des sogenannten Glättungsparameters λ .¹¹ Hier schlagen Hodrick und Prescott (1980) je nach Fristigkeit der Daten unterschiedliche Bandbreiten vor. Als Standardfall wird für die vorliegenden Berechnungen ein Wert von 100 angenommen, in der Sensitivitätsanalyse wird dieser dann auf 30, 50 und 400 abgeändert.

Das HP- Filterverfahren weist verschiedene Vor- und Nachteile auf, die in der Literatur hinlänglich beschrieben und diskutiert worden sind. Hauptkritikpunkte sind die notwendige arbiträre Wahl des Glättungsparameters λ , die Symmetrieeigenschaft des Filters, die am Ende der untersuchten Zeitreihen systematisch verzerrte Ergebnisse liefert (sogenanntes „Endpunkt-Problem“) und die mangelnde Berücksichtigung struktureller Brüche. Dem ersten Kritikpunkt kann mittels umfangreichen Sensitivitätsanalysen begegnet werden.¹² Der zweite Kritikpunkt verliert im Rahmen dieser Arbeit seine Relevanz, da Datenreihen bis 2005 zur Verfügung stehen und sich damit lediglich für die letzten der untersuchten Jahre 1996 bis 2005 sich noch leichte Verzerrungen ergeben haben dürften. Der letzte Kritikpunkt muss bestehen bleiben, wobei der Strukturbruch „deutsche Einheit“ in den Daten der späteren Untersuchungsjahre kaum mehr nachweisbar ist, wie in Benz und Hagist (2008) dargelegt wird. Das Verfahren weist bedeutende Vorteile, wie leichte Nachvollziehbarkeit und Einfachheit in der Anwendung auf. Man benötigt lediglich eine beobachtete Datenreihe zur Ermittlung der Trendwerte ohne weitere Annahmen. Eine grundsätzliche Kritik an dem HP-Filter ist dessen mechanischer Charakter, der es nicht ermöglicht, eine ökonomische Begründung für den gefundenen Trend zu liefern. Dies ist für die Fragestellung dieses Beitrags aber unbedeutend, so dass die Vorteile „Einfachheit“ und „Transparenz“ den Einsatz des HP-Filters rechtfertigen.

3.3 Elastizitäten

Nach der Bereinigung der gewählten makroökonomischen Bezugsgrößen $M_{j,t}$ mittels des HP-Filters muss die sich ergebende Abweichung vom tatsächlichen Wert, also die konjunkturelle Komponente, mit der jeweiligen Elastizität $\varepsilon_{B,M}$ gewichtet werden, um den Korrekturbedarf der staatlichen Budgetposten zu erhalten.

Die Elastizitäten, die in dieser Arbeit verwendet werden, lassen sich der Übersichtlichkeit halber in drei Gruppen fassen: Einmal die Elastizitäten der Budgetposten, die nicht

¹¹ Für eine ausführlichere Diskussion der mit dieser Wahl zusammenhängenden Probleme, vgl. Benz und Hagist (2008).

¹² Diese wurden in Benz und Hagist (2008) vorgenommen und ausführlich beschrieben.

bereinigt werden sollen, sowie zweitens diejenigen Elastizitäten, die aufgrund theoretischer Überlegungen ad hoc festgelegt werden. Zuletzt sind die Elastizitäten der Einkommen- und Lohnsteueraggregate zu nennen, die aufgrund des progressiven deutschen Steuertarifs berechnet werden.

3.3.1 Elastizitäten der nicht zu bereinigenden Budgetposten

Wie bereits in Abschnitt 3.1 hingewiesen, ist die Entscheidung, gewisse Aggregate nicht zu bereinigen, da sie keinem konjunkturellen Einfluss unterliegen, bei dem hier vorgestellten Verfahren mathematisch identisch mit einer Elastizität $\varepsilon_{B,M} = 0$, wie sich aus Gleichung (3) und (4) ergibt. Die Aggregate, denen keine makroökonomische Größe zugeordnet wurde, weisen somit implizit eine Elastizität von Null auf.¹³

3.3.2 Ad-hoc-Elastizitäten

Den zu bereinigenden Aggregaten werden i.d.R. aufgrund theoretischer Überlegungen Elastizitäten zugewiesen.¹⁴ Zwar mag ein solches Vorgehen willkürlich erscheinen, allerdings ist es einerseits theoretisch fundiert und zweitens bewegen sich die gewählten Elastizitäten in plausiblen Wertebereichen. Zudem kann auch durch empirische Schätzungen die Elastizität nicht genau bestimmt werden. Über Regressionsanalysen werden durchschnittliche Elastizitäten ermittelt, die aber keineswegs mit der tatsächlichen Elastizität im Untersuchungsjahr übereinstimmen müssen, da Elastizitäten über die Zeit variieren können.¹⁵ Insofern erscheint eine ad hoc Festlegung – sofern sie theoretisch begründet und sich im plausiblen Rahmen bewegt – durchaus vertretbar und wird auch in Arbeiten anderer Autoren angewandt.¹⁶

Bei der Berechnung des Korrekturbedarfs der Beitragseinnahmen der Sozialversicherung wird eine Elastizität von eins unterstellt. Den Beiträgen der Arbeitgeber zur gesetzlichen Unfallversicherung wird ebenfalls eine Elastizität von eins zugeordnet. Der Körperschaftssteuer liegt ebenso wie der Sozialversicherung ein „flat rate“ Tarif zu Grunde,¹⁷ so dass ihr ebenso eine Elastizität von eins zugeordnet wird.¹⁸ Bei der Gewerbesteuer entfaltet der zu Grunde liegende Stufentarif, eine progressive Wirkung, so

¹³ Für eine Übersicht der bereinigten und unbereinigten Aggregate sowie der dazugehörigen Bezugsgrößen sei wiederum auf den technischen Anhang, Benz und Hagist (2008), verwiesen.

¹⁴ Um dadurch entstehende, nicht zu vermeidende Ungenauigkeiten abschätzen zu können, werden in Benz und Hagist (2008) umfangreiche Sensitivitätsanalysen mit alternativen Elastizitäten durchgeführt. Dort findet sich auch eine detaillierte Begründung der Wahl der Elastizitäten.

¹⁵ Vgl. zur Problematik der nicht konstanten Elastizitäten und weiterer Schwierigkeiten bei empirischen Schätzungen von Elastizitäten wie bspw. dem Einfluss von Gesetzesänderungen, Endogenität und Kointegration Bouthevillain et al. (2001) und Noord (2000).

¹⁶ Vgl. bspw. Deutsche Bundesbank (2000), Hagemann (1999), Leibfritz (1999), Noord (2000) und Ziehbarth (1995).

¹⁷ Vom steuerfreien Grundbetrag i.H.v. 7.500 Euro, der die Elastizität auf etwas über eins steigen lässt, wird abstrahiert.

¹⁸ Für die Diskussion anderer durchaus plausibler Elastizitäten, vgl. Benz und Hagist (2008).

dass die Elastizität mit 1,05 etwas höher als bei der Körperschaftssteuer angesetzt wird. Auch bei den Arbeitslosengeldausgaben sowie bei der vormaligen Arbeitslosenhilfe (nunmehr das sogenannte Arbeitslosengeld II) wird eine Elastizität von eins angesetzt.¹⁹ Der sauberere Ansatz, jeweils die Anzahl der Arbeitslosengeld- und -hilfebezieher als zu bereinigende Makrogröße anstatt der Arbeitslosen (in denen ja beide Gruppen enthalten sind) zu verwenden, kann aufgrund fehlender Datenlage nicht umgesetzt werden. Bei den Sozialhilfeausgaben hingegen wird aufgrund des Regelsatzprinzips alleinig eine Elastizität von eins unterstellt. Die Bezugsgröße bildet entsprechend die Zahl der Sozialhilfeempfänger.

Als letzte Ausgabengruppe wurde den Bauinvestitionen des Staates und der Eigenheimzulage eine Elastizität von eins bei der Berechnung des Korrekturbedarfs zugrunde gelegt. Dem liegt die einfache Überlegung zugrunde, dass die Investitionen des Staates aber auch der privaten Bauherren bei steigendem BIP höher ausfallen. Mangels genaueren Mess- bzw. Schätzmethoden wurde die naheliegende Alternative eines parallelen Verlaufes mit dem BIP unterstellt.²⁰

Die Umsatzsteuer weist drei unterschiedliche „*flat rates*“ von null Prozent, sieben Prozent und im Jahr 2003 noch 16 Prozent auf. Unter der Annahme, dass sich die relativen Anteile der mit unterschiedlichem Steuersatz belegten Gütern am Gesamtkonsum im Konjunkturverlauf nicht ändern, wäre eine Elastizität von eins anzusetzen. Da aber davon auszugehen ist, dass die ermäßigt besteuerten bzw. steuerbefreiten Güter kaum konjunkturreagibel agieren, verringert sich deren Anteil am Gesamtkonsum bei einem wirtschaftlichen Aufschwung. Da die Änderungen der absoluten Konsummenge somit hauptsächlich auf die dem Regelsatz von 16 Prozent unterworfenen Güter zurückzuführen sind, führen diese Verschiebungen im Konsummuster zu überproportionalen Schwankungen im Steueraufkommen. Dementsprechend wird in dieser Arbeit eine Elastizität von größer eins und zwar 1,05 angenommen.

Die Personalausgaben des Staates können sich im Aggregat aufgrund zweier verschiedener Effekte verändern: aufgrund einer Änderung des durchschnittlichen Lohnes pro Beschäftigtem und aufgrund einer Änderung der Beschäftigtenanzahl. Die gesamte Veränderung der Personalausgaben setzt sich aus der Veränderung des Personalbestandes

¹⁹ Dies impliziert, dass diejenigen Arbeitslosen, die keine Leistungen mehr erhalten, genau die durchschnittliche Bezugshöhe an Arbeitslosengeld erhalten haben, vgl. Benz und Hagist (2008). Zu anderen plausiblen Elastizitätswerten und den damit durchgeführten Sensitivitätsanalysen sei wiederum auf Benz und Hagist (2008) verwiesen. Als Arbeitslosengeld wird der Transfer bezeichnet, der diesen Namen vor dem Inkrafttreten des Vierten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt („Hartz IV“) trug. Im Untersuchungszeitraum gab es somit auch noch die nun abgeschaffte Arbeitslosenhilfe.

²⁰ Wobei zumindest bei den Ausgaben für die Eigenheimzulage auch ein Wert kleiner eins begründbar wäre, da die Förderung nach dem Eigenheimzulagengesetz auf maximale Herstellungskosten von 125.000 Euro (vgl. §9 II EigZulG) beschränkt war.

und der Änderung des durchschnittlichen Lohnes zusammen. Es wird aber lediglich die Änderung des durchschnittlichen Lohnes korrigiert, da nur dieser durch die Konjunktur mittels der Tarifverhandlungen beeinflusst wird. In dem Ergebnis der Tarifverhandlung spiegelt sich nämlich auch die konjunkturelle Lage wider, die Einfluss auf die Forderungen und die relativen Verhandlungsstärken der beiden Vertragspartner hat²¹, so dass dieser Posten bei der Konjunkturbereinigung berücksichtigt wird.

Die Anzahl der Beschäftigten mag zwar auch konjunkturell beeinflusst sein, aber nicht mit dem Automatismus der indirekt auf die Lohnhöhe über die Verhandlung wirkt, da letztlich der Staat als Arbeitgeber diskretionär steuern kann, wie viel Personal er neu einstellt bzw. wie viel er entlässt.²² Dies bedeutet technisch, dass die durchschnittliche Lohnhöhe als makroökonomische Hilfsgröße mittels des HP-Filters bereinigt wird und die Abweichung zwischen dem so erhaltenen Trend- und dem Ist-Wert multipliziert mit der Anzahl der Beschäftigten, den Korrekturbedarf der staatlichen Personalausgaben ergibt. Dieser gesamte Korrekturbedarf wird dann im zweiten Schritt gleichmäßig prozentual auf die einzelnen Aggregate der Personalausgaben aufgeteilt. Es wird also auch hierbei eine Elastizität von eins angenommen.

3.3.3 Die Elastizität der Einkommensteuer bzw. der Lohnsteuer

Ein besonderes Augenmerk gilt der Schätzung einer Aufkommenselastizität der Einkommensteuer. Da in Deutschland eine progressive Grenzbelastung des Einkommens durch den Einkommensteuertarif vorherrscht, ist hier eine Ad-hoc-Annahme über die gängigen Theorien nicht möglich. Aufgrund der häufigen Gesetzesänderungen im Steuerrecht scheidet auch eine direkte Bereinigung oder die Schätzung der Elastizität über eine Zeitreihe mehr oder minder aus. Somit muss vorab eine Verteilung der Grenzbelastungen nach dem Einkommen geschätzt werden, um dann in einem zweiten Schritt mit Hilfe einer Einkommensverteilung die Steueraufkommenselastizität zu bestimmen. Dazu wird wie folgt vorgegangen: Es wird der gewichtete Durchschnitt der Verhältnisse von Grenz- zu Durchschnittssteuersatz gebildet, denn die Aufkommenselastizität der Einkommen- und Lohnsteuer, also die Änderung des Steueraufkommens im Konjunkturverlauf, lässt sich auf zwei Komponenten, die Wirkungen des Tarifs (Tarifelastizität) und der Bemessungsgrundlage (Bemessungsgrundlagenelastizität), aufteilen. Dabei ist die Tarifelastizität wie folgt definiert:

$$(6) \quad \varepsilon_{\text{EksT},ZVE} = \frac{\partial T(ZVE)}{\partial ZVE} \cdot \frac{ZVE}{T(ZVE)}$$

²¹ Zudem werden die Tarifverhandlungen und die erzielte Einigung von anderen Tarifabschlüssen beeinflusst, die wiederum von der konjunkturellen Lage tangiert werden.

²² Eine analoge Vorgehensweise wählt die Deutsche Bundesbank (2000).

mit $T(ZVE)$ als Steuertarif in Abhängigkeit vom zu versteuernden Einkommen ZVE . Da oberhalb des steuerfreien Grundfreibetrages der deutsche Steuertarif einen progressiven Verlauf aufweist, sind sowohl der Durchschnitts- als auch der Grenzsteuersatz vom jeweiligen ZVE abhängig, so dass sich keine konstante Elastizität über den Tarifverlauf ergibt, sondern diese vielmehr über den Verlauf variiert. Dies impliziert, dass im Optimalfall für jede infinitesimal klein zu wählende Einkommensstufe j die jeweiligen Grenz- und Durchschnittssteuersätze berechnet werden müssen. Da das Einkommen und damit auch das daraus abgeleitete ZVE als Bemessungsgrundlage allerdings nicht gleichverteilt sind, müssen die Elastizitäten $\varepsilon_{EksT_j, ZVE_j}$ noch mit dem relativen Anteil des betreffenden ZVE_j an der Gesamtsumme aller ZVE gewichtet werden. Durch Addition der gewichteten $\varepsilon_{EksT_j, ZVE_j}$ erhält man sodann die benötigte Einkommenselastizität über alle Einkommensklassen. Diese stellt sich als gewichtetes arithmetisches Mittel der einzelnen Elastizitäten dar.

$$(7) \quad \varepsilon_{EksT, ZVE} = \frac{1}{\sum_{i=1} ZVE_i} \cdot \sum_{i=1} \varepsilon_{EksT_i, ZVE_i} ZVE_i$$

Für eine empirische Schätzung der gesamtstaatlichen Verhältnisse ist eine repräsentative Haushaltsbefragung notwendig, welche Informationen über die Steuerzahlungen und Bruttoeinkommen sowie die allgemeinen steuerlichen Gegebenheiten (Ehegattensplitting, Haushaltsfreibetrag, Kinderfreibetrag, etc.) eines jeden Haushalts für das Basisjahr abfragt sowie die Haushalte entsprechend auf die Gesamtbevölkerung hochrechnet. Ein solcher Datensatz steht für die Bundesrepublik mit der Einkommen- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 2003 zur Verfügung.²³ Mittels des Steuertarifs, der in § 32a EStG geregelt ist, den Angaben zu den ZVE und den festgesetzten Steuern aus der EVS 2003 sind nun die jeweiligen Grenz- und Durchschnittssteuersätze und damit anhand Gleichung (7) die entsprechenden Elastizitäten $\varepsilon_{EksT_j, ZVE_j}$ berechenbar.

Die so berechneten Elastizitäten der Stichprobe werden im nächsten Schritt auf die Grundgesamtheit – also Deutschland – hochgerechnet. Das gleiche geschieht mit den

²³ Das abgefragte Haushaltseinkommen gilt als Hilfsgröße für das nicht abgefragte ZVE und wurde lediglich um den ggf. steuerlich zu berücksichtigenden Haushaltsfreibetrag korrigiert. Der Kinderfreibetrag wurde nicht berücksichtigt, da dieser in den meisten Fällen aufgrund des günstigeren Kindergeldes keine steuerliche Auswirkung entfaltet. Bei Haushalten mit zwei Personen wurde das Einkommen aufgrund des Splittingtarifs gleichmäßig auf die zwei Personen aufgeteilt. Somit wird implizit unterstellt, dass es sich jeweils um verheiratete Personen handelt. Weitere Abweichungen zwischen Haushaltseinkommen und ZVE aufgrund steuerlich zu berücksichtigender Sonderausgaben oder außergewöhnlicher Belastungen müssen mangels Datenbasis hingenommen werden. Die Verzerrungen zwischen dem ZVE und dem Haushaltseinkommen ergeben sich auch aufgrund der Vermietungseinkünfte der privaten Haushalte, da lediglich die Bruttoeinnahmen und nicht die steuerlich relevanten Einkünfte nach Abzug von Abschreibungen, Schuldzinsen u.ä. erhoben werden.

jeweiligen ZVE's, wobei hier die Einkommen, die in der höchsten Progressionsstufe liegen, mit einem Korrekturfaktor $st > 1$ stärker gewichtet werden. Damit wird berücksichtigt, dass hohe Einkommen eher verschwiegen bzw. zu niedrig angegeben werden und daher in der Stichprobe tendenziell unterrepräsentiert sein dürften.²⁴ Die einzelnen Elastizitäten werden nun entsprechend Gleichung (7) mit dem Anteil des entsprechenden ZVE gewichtet und aufaddiert.²⁵ Die so berechnete Tarifelastizität wird in der vorliegenden Studie als Annäherung der Aufkommenselastizität verwendet. Es wird also implizit angenommen, dass sich eine Änderung der Konjunktur gleichmäßig auf alle Einkommensgruppen verteilt, die Bemessungsgrundlagenelastizität also eins beträgt. Dies stellt zugegebenermaßen eine strenge Annahme dar. So wird ein konjunktureller Aufschwung kaum alle Einkommensgruppen gleichmäßig treffen, da sich die verschiedenen unterschiedliche Lohnstrukturen aufweisenden Branchen in unterschiedlichen Konjunkturzyklen befinden können. Als Beispiel seien die aktuellsten Tarifabschlüsse genannt, die je nach Branche zwischen einem Prozent (Einzelhandel) und 3,8 Prozent (Stahlbranche) liegen.²⁶ Zudem sind unqualifiziertere Erwerbstätige und damit untere Einkommensgruppen stärker von Arbeitsplatzabbau betroffen. Die Einkommensstruktur ist also auch im Kontext der kurzfristigen Konjunkturschwankung keineswegs konstant. Folglich kann die Bemessungsgrundlagenelastizität auch nicht wie angenommen eins betragen. Da die Richtung – geschweige denn die Stärke der Strukturverschiebung – allerdings a priori nicht bestimmbar ist, wird dennoch aus Vereinfachungsgründen eine konstante Struktur unterstellt. Die „verzerrende“ quantitative Auswirkung dieser Vereinfachung kann allerdings mit Hilfe von Sensitivitätsanalysen abgeschätzt werden. Die oben vorgestellte Vorgehensweise führt zu einer Steueraufkommenselastizität mit dem Wert 1,7 und bewegt sich damit im Vergleich zu anderen Studien eher im mittleren Bereich.²⁷ Zur Prüfung der Reagibilität der Ergebnisse werden in der Sensitivitätsanalyse Werte von 1,5 und 1,9 angenommen.

3.4 Ergebnisse der Bereinigung

Tabelle 1 zeigt die unbereinigten und bereinigten Primärsaldi der gesamtstaatlichen Budgets von 1996 bis 2005 der Bundesrepublik Deutschland sowie die relativen Abweichungen. Die bereinigten Werte sind nach dem oben beschriebenen Verfahren, also

²⁴ Das Problem falscher bzw. verweigerter Antworten wird auch als systematischer externer Fehler bezeichnet, vgl. Standardlehrbücher der empirischen Sozialforschung wie bspw. Atteslander (1995). Als Motiv der falschen bzw. verweigerter Antwort dürfte eine mögliche Verletzung der Privatsphäre und Befürchtungen über die Verwendung der Daten am wahrscheinlichsten sein, vgl. Schnell (1997).

²⁵ Dieses Vorgehen entspricht dem von Bouthevillain et al. (2001).

²⁶ Vgl. Hans-Böckler-Stiftung (2006).

²⁷ Bouthevillain et al. (2001) setzt diese mit einem Wert von 1,9 an, während Leibfritz (1999) die Elastizität mit 1,6 bestimmt. Noord (2000) hingegen rechnet mit einem Wert von 1,5.

mit einem λ von 100 und den oben beschriebenen mittleren Elastizitäten berechnet. Eine umfassende Sensitivitätsanalyse findet sich bei Benz und Hagist (2008).

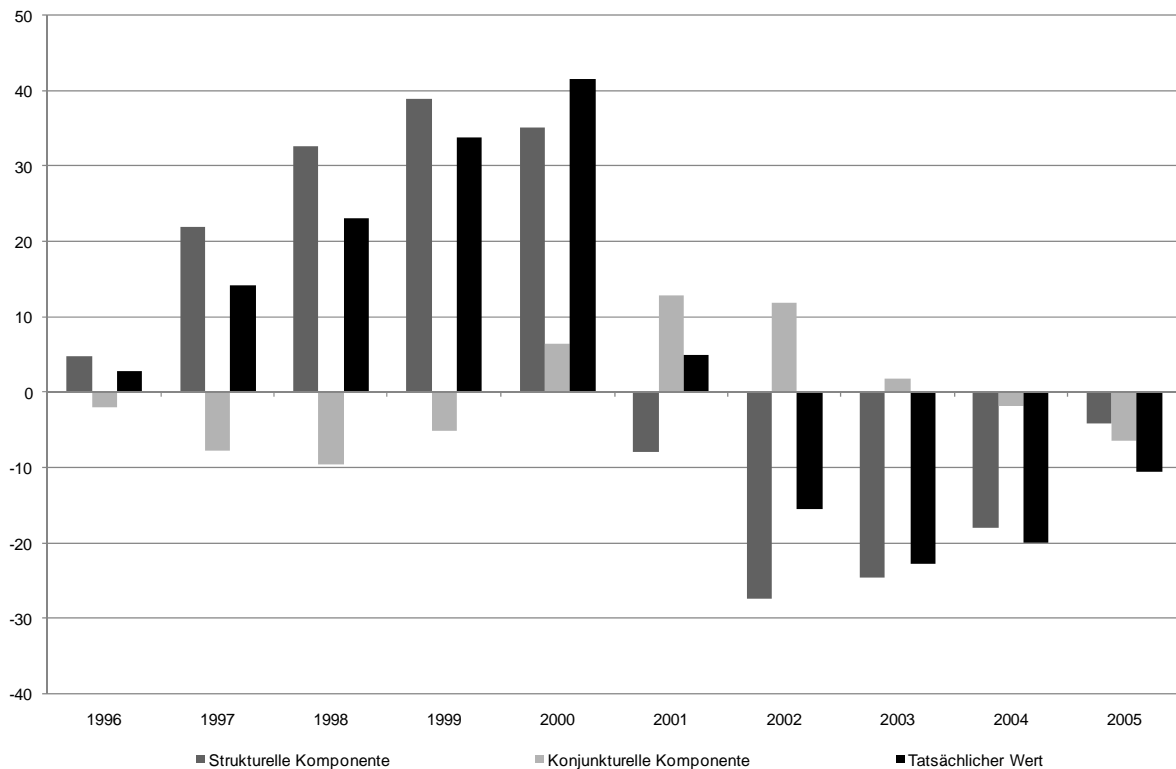
Tabelle 1: Bereinigte & unbereinigte Primärsalden des gesamtstaatlichen Budgets 1996-2005 (in Mrd. Euro) Standardszenario mit mittleren Elastizitäten und $\lambda=100$

Jahr	Original	Bereinigt	Proz. Abweichung
1996	2.69	4.74	76.02%
1997	14.10	21.90	55.27%
1998	23.16	32.71	41.19%
1999	33.82	39.00	15.29%
2000	41.54	35.07	-15.59%
2001	4.84	-7.94	-263.84%
2002	-15.57	-27.38	75.80%
2003	-22.79	-24.65	8.12%
2004	-19.98	-18.06	-9.62%
2005	-10.61	-4.21	-60.34%

Quelle: Destatis (2006), eigene Berechnungen

An den Vorzeichenwechseln in der vierten Spalte lässt sich der Verlauf des konjunkturellen Einschlags auf das gesamtstaatliche Budget erkennen. Im Jahr 2001 steht die größte Abweichung aufgrund der starken Konjunktur, welche ja vor allem den Investitionen in den IT-Bereich zugeschrieben wird. Insgesamt scheinen die Abweichungen in der relativen Größe in den letzten Jahren etwas niedriger auszufallen, wobei ein genauer Trend nicht zu erkennen ist. Abbildung 1 zeigt die tatsächlichen Primärsalden aufgeteilt in ihre strukturelle und konjunkturelle Komponente gemäß den durchgeführten Berechnungen. Hierbei lassen sich zwei Phänomene erkennen: So hat die konjunkturelle Komponente bis auf das Jahr 2001 immer einen relativ kleinen Anteil am Primärsaldo und dies obwohl in allen Jahren bspw. auf der Einnahmenseite ca. 30 Prozent der Einnahmen bereinigt werden und dies teilweise mit Elastizitäten größer Eins. Gegeben, die Wahl der zu bereinigenden Posten ist korrekt, lässt sich also feststellen, dass die Höhe der Saldi weniger konjunkturell als vielmehr strukturell oder in anderen Worten politisch getrieben wird. Weiter wird ersichtlich, dass der Konjunkturverlauf – ablesbar an der konjunkturellen Komponente – keineswegs, wie zu erwarten wäre, in einem positiven Zusammenhang zur Entwicklung des gesamten Primärsaldos steht. Dies liegt daran, dass die strukturelle Komponente in den untersuchten Jahren offenbar negativ mit dem Konjunkturverlauf korreliert ist. So führt eine Verbesserung der konjunkturellen Komponente gerade nicht zu einer Verbesserung des Primärsaldos sondern zu einer Verschlechterung des Primärsaldos, der auf die gegenläufige Veränderung der Strukturkomponente zurückzuführen ist. Während die stetige Verringerung der strukturellen Defizitkomponente ab 2002 mit einer Zunahme der konjunkturellen Defizitkomponente einhergeht, führten die konjunkturellen Budgetüberschüsse sogar zu einer Zunahme der Primärdefizite.

Abbildung 1: Aufteilung der Primärsalden 1996-2005 in strukturelle und konjunkturelle Komponente
Standardszenario mit mittleren Elastizitäten und $\lambda=100$



Quelle: Destatis (2006), eigene Berechnungen

4. Auswirkungen der Bereinigung auf die Generationenbilanz

Für die empirische Umsetzung der Generationenbilanzen der Jahre 1996 bis 2005 wurde – wie in Benz und Hagist (2008) beschrieben – auf die bereinigten Aggregate der VGR zurückgegriffen. Die Mikroprofile sowie die Bevölkerungsprojektion ab 2005 wurde auf das Standardszenario von Hagist et al. (2007) aufgesetzt, wobei keinerlei langfristig wirkende Politikreformen, wie etwa der Nachhaltigkeitsfaktor, berücksichtigt wurden.²⁸ Dadurch werden die Effekte von Politikmaßnahmen herausgenommen, die die konjunkturellen Effekte überlagern können, so dass der wahre Grad der Konjunkturabhängigkeit bestimmt wird. Die dargestellten Ergebnisse (Tabelle 2 und Abbildung 2) weichen daher deutlich von den Resultaten anderer Studien²⁹ nach oben ab und können nicht mit diesen verglichen werden.

²⁸ Hagist et al. (2007) arbeiten mit einer Diskontrate von 3,0 Prozent sowie einem technischen Produktivitätsfortschritt von 1,5 Prozent. Die prognostizierte Demografie basiert auf den Annahmen der 11. koordinierten Bevölkerungsvorausrechnung des Statistischen Bundesamts in der Variante 1 W2, vgl. Destatis (2006).

²⁹ Vgl. bspw. Fetzer (2006), Hagist, Raffelhüschen und Weddige (2006) und Hagist et al. (2007).

In Tabelle 2 werden die absoluten Abweichungen der Primärsaldi im Standardszenario³⁰ sowie die daraus absolut resultierenden Abweichungen der impliziten Lasten dargestellt. Die Abweichungen werden ausschließlich für die impliziten Lasten abgebildet, da die Nachhaltigkeitslücke auch die expliziten Schulden eines Staates im Basisjahr enthält. Der Bezug der Primärsaldi auf die gesamte Nachhaltigkeitslücke würde daher die Relationen verzerren, da die bestehende Staatsverschuldung unabhängig von der aktuellen konjunkturellen Situation entstanden ist. Daher werden die Primärsaldi in der Analyse mit den impliziten Lasten und nicht mit den Nachhaltigkeitslücken in Bezug gesetzt.

**Tabelle 2: Konjunkturelle Komponente vs. Veränderung der impliziten Lasten (in Mrd. € 1996-2005
g=1,5%, i=3%, Standardszenario mit mittleren Elastizitäten und $\lambda=100$)**

Jahr	Konjunkturelle Komponente	Veränderung der impliziten Lasten	Verhältnis (IPL/KK)
1996	2.05	-24.73	12.06
1997	7.80	-89.45	11.48
1998	9.54	-109.47	11.47
1999	5.17	-62.26	12.04
2000	-6.48	93.58	14.45
2001	-12.78	129.56	10.14
2002	-11.81	107.71	9.12
2003	-1.85	11.44	6.18
2004	1.92	-22.17	11.53
2005	6.41	-61.73	9.64

Quelle: Eigene Berechnungen

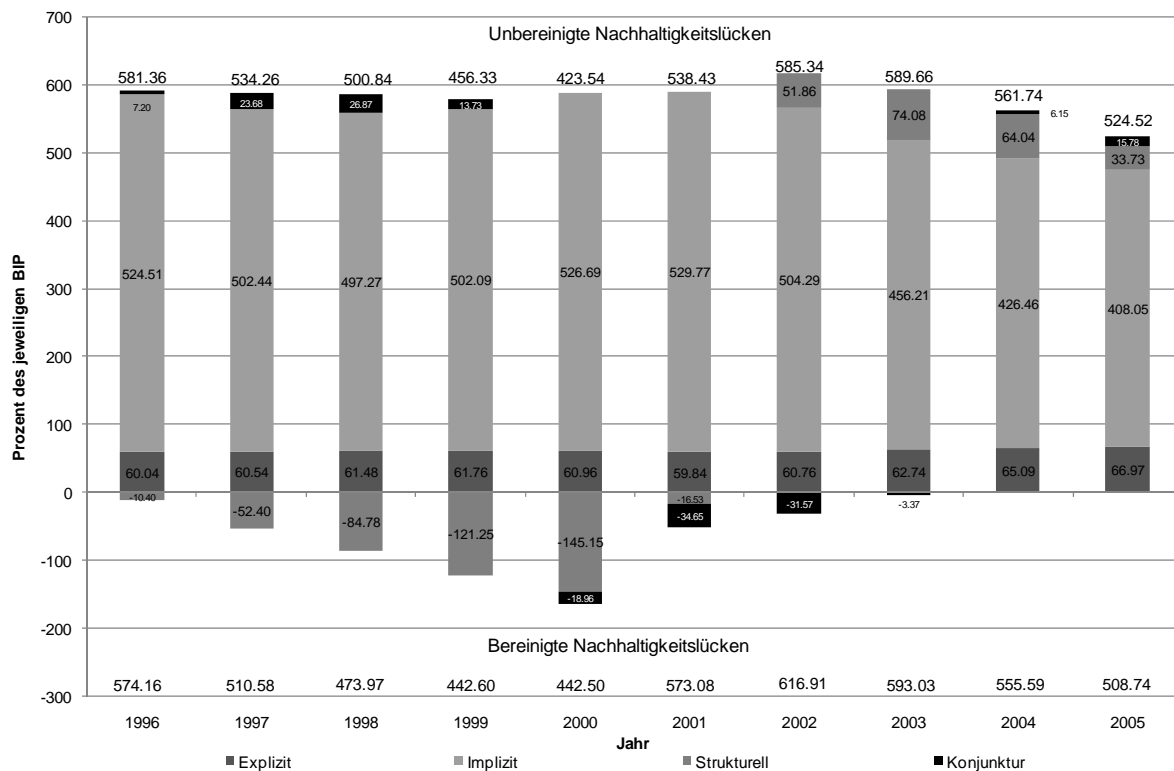
Wie man erkennen kann, führt eine konjunkturelle Abweichung des Primärsaldos um eine Mrd. Euro über die untersuchten Jahre zu einer Veränderung der impliziten Lasten von durchschnittlich 11 Mrd. Euro – gegeben den Standardzins von drei Prozent sowie einen Produktivitätsfortschritt von jährlich 1,5 Prozent. Die größte Abweichung von dieser „Regel“ kommt im Jahr 2003 zustande, in welchem aber auch die geringste konjunkturelle Abweichung feststellbar ist. Aus diesem relativ konstanten Verhältnis lässt sich folgern, dass die Konjunkturbereinigung über einen gesamten Konjunkturzyklus relativ glatt verläuft und nur wenige strukturelle Unterschiede erkennen lässt. Bezieht man die obigen absoluten Abweichungen auf ihre Basisgrößen (Primärsaldo und implizite Lasten), kann gezeigt werden, dass die Abweichung der Nachhaltigkeitslücke bzw. der impliziten Lasten immer deutlich unter dem Schwanken des Primärsaldos aufgrund der konjunkturellen Komponente bleibt.

Die Triebfedern dieses Ergebnisses werden aus Abbildung 2 ersichtlich. Dargestellt sind die gesamten Nachhaltigkeitslücken der Jahre 1996 bis 2006 zerlegt in einzelne Komponenten: Die explizite Staatsschuld des jeweiligen Basisjahres, die impliziten Lasten,

³⁰ Die Abweichung zum entsprechenden Ergebnis von Fetzer (2006) von 529,5 Prozent ergibt aus der Verwendung einer revidierten Fassung der VGR des Jahres 2003.

der Einfluss des strukturellen Primärsaldos sowie der konjunkturellen Komponente. Während explizite und implizite Staatsschuld nach „klassischer“ Generationenbilanzierung berechnet werden, stellt die konjunkturelle Komponente in Prozentpunkten die Differenz der Nachhaltigkeitslücken mit unbereinigtem und bereinigtem Budget dar. Der Anteil des strukturellen Primärsaldos wird einfach gemäß Zins und Wachstum als Barwert der Annuität „Primärsaldo“ ermittelt.

Abbildung 2: Vergleich bereinigter und unbereinigter Nachhaltigkeitslücken 1996-2005
 $g=1,5\%$, $i=3\%$, Standardszenario mit mittleren Elastizitäten und $\lambda=100$



Quelle: Eigene Berechnungen

Die Grafik lässt sich wie folgt lesen: Im Jahr 2001 betrug die tatsächliche (unbereinigte) Nachhaltigkeitslücke 538 Prozent des BIP. Davon entfallen 60 Prozentpunkte auf die explizite sowie 530 Prozentpunkte auf die implizite Staatsschuld. Dies ergäbe eine Nachhaltigkeitslücke von 590 Prozent des BIP. Allerdings muss zu dieser Größe noch der Anteil des Primärsaldos hinzugezählt werden. Somit ergibt sich eine bereinigte Nachhaltigkeitslücke von 573 Prozent des BIP. Die günstige konjunkturelle Lage reduziert diese Nachhaltigkeitslücke nochmals um 35 Prozentpunkte auf den Ausgangswert von 538 Prozent des BIP. Wie zu erkennen ist, war neben der Konstanz der expliziten Staatsverschuldung durch den Maastricht-Prozess auch die implizite Verschuldung bis in das Jahr 2002 relativ konstant. Ab 2003 sinken die Lasten bis 2005 fast um ein ganzes Bruttoinlandsprodukt (welches aber natürlich auch gewachsen ist). Da wie oben angeführt, langfristige Reformen wie etwa der Nachhaltigkeitsfaktor absichtlich nicht modelliert

wurden, kann dies nur auf direkt budgetwirksame Maßnahmen zurückzuführen sein. Zu nennen wären hierbei bspw. das konjunkturell bereinigte „Anziehen“ einzelner Steuerkategorien wie etwa Körperschafts- oder Gewerbesteuer sowie Einsparungen im Gesundheitsbereich durch das GKV-Modernisierungsgesetz.

Ebenfalls zu erkennen ist, dass die Wahl des Basisjahres die Ergebnisse der Generationenbilanzierung tatsächlich beeinflusst und zwar in Höhe des restlichen Anteils, der auf den Primärsaldo entfällt. Dieser macht wie gezeigt bspw. im Jahr 2001 immerhin rund 52 Prozentpunkte aus. Allerdings geschieht dies nicht im Sinne der oftmals kritisierten Konjunkturabhängigkeit, die sich quasi von alleine ohne Einfluss der Politik ergibt. Der Anteil der konjunkturellen Komponente ist immer relativ klein und meist kleiner als der der strukturellen Komponente. Doch sollen die diskretionären Antworten der Politik ja gerade durch die Generationenbilanzierung abgebildet werden, denn Untersuchungsgegenstand ist die herrschende Politik im Basisjahr. Der Einfluss des Primärsaldos muss also wie in diesem Papier vorgenommen in den konjunkturellen und strukturellen Anteil aufgespalten werden. Der tatsächliche Einfluss dieser konjunkturellen Komponente bewegt sich bis zu maximal 35 Prozentpunkten (2001) der gesamten Nachhaltigkeitslücke. Deutlich stärker wird die strukturelle Komponente der Saldi. Aus Abbildung 2 kann man erkennen, dass die strukturelle Komponente nicht konstant oder einem politischen Reformtrend folgt, wie es eine stabilitätsorientierte Politik erwarten ließe, sondern sich im Untersuchungszeitraum vielmehr entgegen der konjunkturellen Komponente entwickelte. Somit lässt sich konstatieren, dass in den vergangenen Jahren eine eher diskretionär prozyklische Politik betrieben wurde.

Diese Ergebnisse bestätigen insoweit die Resultate von Ehrentraut und Heidler (2007), die gezeigt haben, dass verschiedene Annahmen über die Entwicklung der Lebenserwartung deutlich stärkere Effekte auf die Nachhaltigkeitslücke als die konjunkturelle Komponente haben. Allein der Vergleich der neunten und elften koordinierten Bevölkerungsprojektion in Bezug auf die Entwicklung der Lebenserwartung ergibt nahezu eine Verdoppelung der Nachhaltigkeitslücke. Die Abhängigkeit vom Primärsaldo fällt demgegenüber geringer ins Gewicht. Der konjunkturelle Effekt, also der einzige nicht politisch beeinflusste Bestandteil der Nachhaltigkeitslücke, spielt demgegenüber kaum eine Rolle. Dies wird auch durch die im technischen Anhang zu diesem Papier dargestellte Sensitivitätsanalyse gezeigt. So findet die absolut größte Veränderung der Nachhaltigkeitslücke im Falle des Jahres 2001 bei einem λ von 400 und der Annahme der höchsten Elastizitäten für die Bereinigung statt. Absolut betrachtet wird die Nachhaltigkeitslücke um fast 49 Prozentpunkte bereinigt, ausgelöst durch eine ca. 30 prozentige Bereinigung des Primärsaldos. Im Übrigen bestätigt die Sensitivitätsanalyse in Benz und Hagist (2008) die hier getroffenen Aussagen.

5. Zusammenfassung und Fazit

Die Nachhaltigkeitsmessung und dabei im Besonderen die Generationenbilanzierung ist mittlerweile ein anerkanntes Instrument auch in der Politikberatung und über die Wissenschaftsebene hinaus. Allerdings werden sowohl aus wissenschaftlichen als auch öffentlichen Kreisen oftmals die Reliabilität der Ergebnisse in Frage gestellt. Ein häufiger Kritikpunkt stellt dabei die vermeintliche Konjunkturabhängigkeit dar. In der Theorie ist diesem Kritikpunkt nur schwer zu entgegnen, weswegen in dieser Arbeit einmal empirisch für die Generationenbilanz Deutschlands nachgeprüft wird, wie sehr die Konjunktur die Ergebnisse der fiskalischen Nachhaltigkeitsmessung beeinflusst. Dazu werden die Generationenbilanzen der Jahre 1996 bis 2005 mit Hilfe des sogenannten HP-Filters nach Hodrick und Prescott (1980) „konjunkturbereinigt“.

Die theoretisch hergeleitete Kritik, dass eine im Basisjahr vorliegende wirtschaftliche Lage in die Zukunft fortgeschrieben wird und damit die Ergebnisse der fiskalischen Nachhaltigkeitsanalyse grundsätzlich beeinflusst, kann erwartungsgemäß bestätigt werden, wenn auch die konjunkturelle Lage des Basisjahrs angesichts der absoluten Werte der Indikatoren quantitativ kaum ins Gewicht fällt. Wenn überhaupt das Basisjahr eine bedeutende Rolle auf die Ergebnisse zeitigt, ist dies nicht direkt der Konjunktur geschuldet, sondern bewussten Maßnahmen der Politik in diesen Jahren. Dabei ergibt sich polit-ökonomisch die interessante Aussage, dass die Politik in den untersuchten Jahren nicht nur nicht auf eine diskretionäre antizyklische Politik verzichtet hat und auf das Wirken der automatischen Stabilisatoren zu vertrauen schien, sondern vielmehr im Ergebnis aktiv prozyklisch wirkte. Dieser Punkt ist allerdings ein Qualitätskriterium der herrschenden Politik und ist daher in seiner Wirkung von der Generationenbilanzierung zu erfassen.

Die konjunkturell bedingte Budgetbereinigung des Basisjahres schlägt sich demgegenüber quantitativ unterproportional in den entsprechenden Indikatoren nieder. Ein möglicher Erklärungsansatz hierfür dürfte in der Tatsache liegen, dass die Budgetposten, welche vor allem von der demografischen Entwicklung getrieben sind, nicht von der Konjunktur beeinflusst werden. Zu denken ist hierbei vor allem an die Gesundheits- und Alterssicherungsausgaben. Die Arbeit legt somit die Vermutung nahe, dass für eine größere Reliabilität der Ergebnisse, welche die Generationenbilanzierung liefert, eher die Zuverlässigkeit demografischer Prognosen entscheidend ist. Da die Ergebnisse nur aus der deutschen Generationenbilanz abgeleitet sind, ist eine Verallgemeinerung zunächst ohne weiteren Forschungsanstrengungen nicht möglich. Allerdings dürften die Schlüsse auch für andere Länder naheliegen.

Literatur

Atteslander, Peter (2000), *Methoden der empirischen Sozialforschung*, Berlin.

Auerbach, A., J. Gokhale und L. Kotlikoff (1994), Generational Accounts: a meaningful way to evaluate fiscal policy, *The Journal of Economic Perspectives*, 1, 73-94.

Auerbach, A., J. Gokhale und L. Kotlikoff (1992), Social security and Medicare policy from the perspective of generational accounting, *Tax policy and the economy*, 6, 129-145.

Auerbach, A., J. Gokhale und L. Kotlikoff (1991), Generational Accounts: a meaningful alternative to deficit accounting, *Tax policy and the economy*, 5, 55-110.

Benz, U. und S. Fetzter (2006), Indicators for Measuring Fiscal sustainability: A Comparison of the OECD Method and Generational Accounting, *FinanzArchiv*, 3, 367-391.

Benz, U. und C. Hagist (2008), Technischer Anhang zu „Konjunktur und Generationenbilanz – eine Analyse anhand des HP-Filters“, *Diskussionsbeiträge des Forschungszentrums Generationenverträge der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg*, N° 23.

Blanchard, O., J.-C. Chouraqui, R.P. Hagemann und N. Sartor (1990), The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question, *OECD Economic Studies*, 15, 7-36.

Bonin, H. (2001), *Generational Accounting: Theory and Application*, Berlin.

Börstinghaus, V. und G. Hirte (2001), Generational Accounting versus Computable General Equilibrium, *FinanzArchiv*, 3, 227-243.

Bouthevillain, C., P. Cour-Thimann, G. van den Dool, P.H. de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano und M. Tujula (2001), Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach, *European Central Bank Working Paper Series*, N° 77.

Destatis (2007), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, *Fachserie 18 Reihe 1.4*, Wiesbaden.

Destatis (2006), *Bevölkerung Deutschlands bis 2050 – 11. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung*, Wiesbaden.

Deutsche Bundesbank (2000), *Zur Bereinigung des staatlichen Finanzierungssaldos in Deutschland – ein disaggregierter Ansatz*, *Monatsbericht*, 4, 33-47.

Ehrentraut, O. und M. Heidler (2007), Demografisches Risiko für die Staatsfinanzen? Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnungen im Vergleich, *Diskussionsbeiträge des Forschungszentrums Generationenverträge der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg*, N° 20.

Fetzter, S. (2006), *Zur nachhaltigen Finanzierung des gesetzlichen Gesundheitssystems*, Frankfurt a. Main.

Franco, D. und T. Munzi (1997), Ageing and fiscal policies in the European Union, *European Economy, Reports and Studies*, 4, 239-388.

Hagemann, R. (1999), The Structural Budget Balance, The IMF's Methodology, *IMF Working Paper Series*, N° 95.

Hagist, C., M. Heidler, B. Raffelhüschen und J. Schoder (2007), Die Generationenbilanz - Brandmelder der Zukunft, Update 2007: Demografie trifft Konjunktur, *Diskussionsbeiträge des Forschungszentrums Generationenverträge der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg*, N° 17.

Hagist, C.; B. Raffelhüschen und O. Weddige (2006), Brandmelder der Zukunft – Die Generationenbilanz 2004, *Diskussionsbeiträge des Forschungszentrums Generationenverträge der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg*, N° 12.

Hans-Böckler-Stiftung (2006), *Analysen: Tarifrunde 2006*, abgerufen unter <http://www.boeckler.de/cps/rde/xchg/SID-3D0AB75D-2ADD99AE/hbs/hs.xsl/84684.html> (Stand: 22.02.2007).

Hodrick, R. und E.C. Prescott (1980), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Discussion Paper Carnegie Mellon University*, N° 451.

Jägers, T. und B. Raffelhüschen (1999), Generational Accounting in Europe. An Overview, *European Economy, Reports and Studies*, 6, 1-16.

Leibfritz, W. (1999), Finanzpolitik und Konjunktur: Die automatischen Stabilisatoren in Deutschland, *ifo Schnelldienst*, 29, 14-22.

Noord, P. van den (2000), The size and role of automatic stabilizers in the 1990s and beyond, *OECD Economics Department Working Paper Series*, N° 230.

Raffelhüschen, B. (1999), Generational Accounting: Method, Data, and Limitations, *European Economy, Reports and Studies*, 6, 17-28.

Schnell, R. (1997), *Nonresponse in Bevölkerungsumfragen – Ausmaß, Entwicklung und Ursachen*, Opladen.

Ziehbarth, G. (1995), Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite, *Diskussionspapierreihe der Deutschen Bundesbank*, N° 2.

Seit 2005 erschienene Beiträge

- No. 1 Christian **Hagist**/ Norbert **Klusen**/ Andreas **Plate**/ Bernd **Raffelhüschen**
Social Health Insurance – the major driver of unsustainable fiscal policy?
- No. 2 Stefan **Fetzer**/ Bernd **Raffelhüschen**/ Lara **Slawik**
Wie viel Gesundheit wollen wir uns eigentlich leisten?
- No. 3 Oliver **Ehrentraut**/Matthias **Heidler**/Bernd **Raffelhüschen**
En route to sustainability: history, status quo, and future reforms of the German public pension scheme?
- No. 4 Jasmin **Häcker**/ Bernd **Raffelhüschen**
Die Interne Rendite der Gesetzlichen Pflegeversicherung
- No. 5 Jasmin **Häcker**/ Bernd **Raffelhüschen**
Internal Rates of Return of the German Statutory Long-Term Care Insurance
(Englische Fassung von Diskussionsbeitrag No. 4)
- No. 6 Matthias **Heidler**/ Bernd **Raffelhüschen**
How risky is the German Pension System? The Volatility of the Internal Rates of Return
- No. 7 Laurence J. **Kotlikoff**/ Christian **Hagist**
Who's going broke? Comparing Growth in Healthcare Costs in Ten OECD Countries
- No. 8 Jasmin **Häcker**
Dynamisierung der Pflegeleistungen: Vergangenheit – Gegenwart – Zukunft
- No. 9 Dirk **Mevis**/ Olaf **Weddige**
Gefahr erkannt – Gefahr gebannt? Nachhaltigkeitsbilanz der 15. Legislaturperiode des deutschen Bundestages 2002-2005
- No. 10 Daniel **Besendorfer**/ Emily Phuong **Dang**/ Bernd **Raffelhüschen**
Die Schulden und Versorgungsverpflichtungen der Länder: Was ist und was kommt
- No. 11 Jasmin **Häcker**/ Bernd **Raffelhüschen**
Zukünftige Pflege ohne Familie: Konsequenzen des „Heimsog-Effekts“
- No. 12 Christian **Hagist**/ Bernd **Raffelhüschen**/ Olaf **Weddige**
Brandmelder der Zukunft – Die Generationenbilanz 2004
- No. 13 Matthias **Heidler**/ Arne **Leifels**/ Bernd **Raffelhüschen**
Heterogenous life expectancy, adverse selection, and retirement behavior
- No. 14 Pascal **Krimmer**/ Bernd **Raffelhüschen**
Grundsicherung in Deutschland - Analyse und Reformbedarf
- No. 15 Ulrich **Benz**/ Christian **Hagist**
Konjunktur und Generationenbilanz – eine Analyse anhand des HP-Filters
- No. 16 Jasmin **Häcker**/ Birgit **König**/ Bernd **Raffelhüschen**/ Matthias **Wernicke**/ Jürgen **Wettke**
Effizienzreserven in der stationären Pflege in Deutschland: Versuch einer Quantifizierung und Implikationen für die Reform der Gesetzlichen Pflegeversicherung
- No. 17 Christian **Hagist**/ Matthias **Heidler**/ Bernd **Raffelhüschen**/ Jörg **Schoder**
Brandmelder der Zukunft – Die Generationenbilanz Update 2007: Demografie trifft Konjunktur
- No. 18 Lukas **Mangelsdorff**
Die Geldsteuer: Vorschlag für eine radikal einfache Steuer
- No. 19 Jasmin **Häcker**/ Tobias **Hackmann**/ Stefan **Moog**
Demenzranke und Pflegebedürftige in der Sozialen Pflegeversicherung – Ein intertemporaler Kostenvergleich
- No. 20 Oliver **Ehrentraut**/ Matthias **Heidler**
Demografisches Risiko für die Staatsfinanzen? – Koordinierte Bevölkerungsvorsausberechnungen im Vergleich

- No. 21 Oliver **Ehrentraut**/ Matthias **Heidler**
Zur Nachhaltigkeit der GRV – Status quo, Potenziale und Risiken
- No. 22 Ulrich **Benz**/ Christian **Hagist**
Konjunktur und Generationenbilanz – eine Analyse anhand des HP-Filters
- No. 23 Ulrich **Benz**/ Christian **Hagist**
Technischer Anhang zu „Konjunktur und Generationenbilanz – eine Analyse anhand des HP-Filters“

Forschungszentrum Generationenverträge

Albert-Ludwigs-Universität Freiburg

Bertoldstraße 17

79098 Freiburg

Fon 0761 . 203 23 54

Fax 0761 . 203 22 90

www.generationenvertraege.de

info@generationenvertraege.de

ISSN 1862-913X