

Kieler **Diskussionsbeiträge**



Konjunkturbereinigung der Länder: Eine Quasi-Echtzeitanalyse am Beispiel Schleswig-Holsteins

Jens Boysen-Hogrefe

Nr. 538 | Juni 2014

Institut für Weltwirtschaft Kiel

Web: www.ifw-kiel.de

Dr. Jens Boysen-Hogrefe
Institut für Weltwirtschaft
24100 Kiel
Telefon: +49/431/8814-210
E-Mail: jens.hogrefe@ifw-kiel.de

KIELER DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgegeben vom Institut für Weltwirtschaft
24100 Kiel
Tel: +49/431/8814-1; Website: <http://www.ifw-kiel.de>

Schriftleitung:
Prof. Dr. Harmen Lehment
Tel: +49/431/8814-232; E-Mail: harmen.lehment@ifw-kiel.de

ISSN 0455-0420

© Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel 2014.

Alle Rechte vorbehalten. Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es auch nicht gestattet, das Werk oder Teile daraus in irgendeiner Form (Fotokopie, Mikrofilm oder einem anderen Verfahren) zu vervielfältigen oder unter Verwendung elektronischer Systeme zu verarbeiten oder zu verbreiten.

Inhalt

1	Einleitung	3
2	Trend-Zyklus-Dekomposition zur Konjunkturbereinigung als Fundamentalproblem der Wirtschaftspolitik	3
3	Besonderheiten bei der Konjunkturbereinigung der Länder	5
4	Bestehende Verfahren und Verfahrensvorschläge	6
5	Empirische Evaluation	8
6	Echtzeittrendglättung	13
7	Schluss	14
	Literatur	15

Der Autor dankt Herrn Dr. Alfred Boss und Herrn Dr. Nils Jannsen für hilfreiche Diskussionen und Anmerkungen. Dank gilt zudem Frau Marieke Rose-van Dijk und Frau Margitta Führmann für die Erstellung des Manuskripts und Frau Ilse Büxenstein-Gaspar für die redaktionelle Bearbeitung. Ferner dankt der Autor dem Finanzministerium Schleswig-Holstein für dessen umfassende Unterstützung. Besonderer Dank gilt dabei Herrn Dirk Schrödter, der das Projekt mit großem Engagement begleitet hat.

1 Einleitung

Durch die im Grundgesetz verankerte Schuldenbremse sind die Länder gehalten ihre Haushalte ab dem Jahr 2020 grundsätzlich ohne Neuverschuldung auszugleichen. Aus konjunkturellen Gründen darf von diesem Grundsatz abgewichen werden. In konjunkturellen Schwächephasen dürfen also Defizite gemacht werden, sofern diesen zumindest im gleichen Maß Überschüsse in konjunkturellen Hochphasen gegenüberstehen. Das Gebot des Haushaltsausgleichs bezieht sich dann auf den konjunkturbereinigten Haushaltssaldo. Um ein solches Vorgehen operationalisieren zu können, muss eine Bestimmung der konjunkturellen Situation erfolgen. Ob und in welcher Weise eine Konjunkturbereinigung bei der Umsetzung der Schuldenbremse durchgeführt wird, obliegt den Ländern. Eine Ausnahme bildet jedoch das Vorgehen im Stabilitätsrat, der die Länder, die Konsolidierungshilfen in Anspruch nehmen, beaufsichtigt und ein eigenes Verfahren zur Konjunkturbereinigung betreibt, welches an den Regelungen zur Konjunkturbereinigung des Bundes angelegt ist. Zudem hat zum Beispiel Hessen das im Stabilitätsrat verwendete Verfahren für die landeseigenen Regelungen zur Schuldenbremse übernommen.

Allerdings steht das Verfahren, das der Bund durchführt, wegen seiner hohen Komplexität und möglichen Intransparenz in der Kritik (Deutsche Bundesbank 2011; Truger und Will 2012). Viele Länder verwenden alternative Verfahren, wie z.B. Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein. Die derzeit in Schleswig-Holstein eingesetzte Methode zur Konjunkturbereinigung beruht auf einem linearen Trend, der für die Jahre 1990 bis 2009 ermittelt wurde und anhand der Steigung des Trends extrapoliert wird, wobei zudem diskretionäre Eingriffe im Zusammenhang mit Steuerrechtsänderungen erfolgen (FiMiSH 2012). Da nicht sichergestellt werden kann, dass dieses Verfahren dauerhaft für Symmetrie sorgt, hat das Land Schleswig-Holstein Gutachten mit dem Ziel der Evaluation und Weiterentwicklung der im Land be-

triebenen Konjunkturbereinigung vergeben.¹ Die Arbeit basiert auf zwei Gutachten, die in diesem Zusammenhang für das Land Schleswig-Holstein im Auftrag des Finanzministeriums durchgeführt wurden.

Die Arbeit diskutiert zunächst die zur Konjunkturbereinigung notwendige Trend-Zyklus-Dekomposition als Fundamentalproblem der Wirtschaftspolitik. Dann wird auf die Besonderheiten der Konjunkturbereinigung der Länder eingegangen, insbesondere auf die Möglichkeit ein Trendsterverfahren zu nutzen und darauf, dass dann die Effekte von Steuerrechtsänderungen von erheblicher Bedeutung sind. Anschließend werden Verfahren dargestellt, die entweder bereits in der Konjunkturbereinigung der Länder zum Einsatz kommen oder hierfür geeignet erscheinen. Am Beispiel des Landes Schleswig-Holstein werden dann diese Verfahren in Quasi-Echtzeit evaluiert. Quasi-Echtzeitdatenanalyse bedeutet, dass die historischen Situationen (Informationsstände), in denen die Verfahren angewandt worden wären, nachgebildet werden, um eine Analyse der Frage zu ermöglichen, wie die Verfahren in der Vergangenheit abgeschnitten hätten. Die Arbeit stellt nach meiner Kenntnis in diesem Umfang die erste Quasi-Echtzeitdatenanalyse von Konjunkturbereinigungsverfahren für Länder dar. Ferner wird ein zusätzliches Verfahren vorgeschlagen, dass die zum Teil erheblichen Revisionen der in Echtzeit ermittelten Trendkomponente symmetrieneutral glättet. Dies geschieht mit dem Ziel eine Verstetigung des Haushaltsplanungsprozesses zu ermöglichen.

2 Trend-Zyklus-Dekomposition zur Konjunkturbereinigung als Fundamentalproblem der Wirtschaftspolitik

Die Bestimmung eines Trends in einer Zeitreihe wird vor dem Hintergrund durchgeführt, die

¹ Eine Kritik des derzeitigen Verfahrens ist in Boysen-Hogrefe und Haas (2014) zu finden.

relevante Zeitreihen in eine strukturelle Komponente (Trend) und in eine transitorische Komponente (Zyklus) zu zerlegen. Die Zerlegung ist für die Finanzpolitik relevant, wenn eine aktivistische Politik auf zyklische Schwankungen reagieren möchte, oder um die mittelfristige Lage der öffentlichen Haushalte zu analysieren (struktureller Haushaltssaldo). Das Grundproblem ist somit die Zerlegung einer (oder mehrere) beobachtbarer Variable(n) in zwei latente Teile mit der Maßgabe, dass der eine Teil die längerfristig anhaltende Entwicklung widerspiegelt und der andere Teil vorübergehende Einflüsse repräsentiert.

Für die Bestimmung dieser latenten Größen gibt es keine abschließend anerkannte Methode. Selbst in den univariaten Zeitreihenverfahren zur Trend-Zyklus-Dekomposition gibt es eine Vielzahl von Methoden, die in der Literatur Anwendung finden.² Zudem gibt es multivariate Verfahren wie jenes der Europäischen Kommission, das bei der Konjunkturbereinigung des Bundes Einsatz findet (D'Auria et al. 2010).

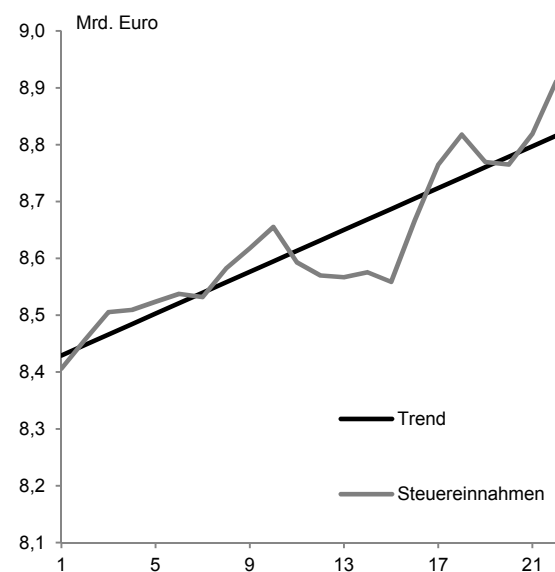
Angesichts der Vielzahl möglicher Verfahren ergibt sich die Frage, welches Verfahren anzuwenden ist bzw. welches Verfahren am besten geeignet ist. Dazu sollten zunächst die Bewertungskriterien in den Blick genommen werden. Zentrale Forderung ist, dass das Konjunkturbereinigungsverfahren Symmetrie der Konjunkturkomponente erzeugt, sich diese über die Zeit also zumindest annäherungsweise zu null addiert. Ferner sollte das Verfahren eine Trendkomponente ausweisen, die geringere Schwankungen aufweisen, also „glatter“ verlaufen, als die jeweilige Referenzzeitreihe. Schließlich sollte das Verfahren ein Mindestmaß an Transparenz und Überprüfbarkeit bieten (Deutsche Bundesbank 2011; Hetschko 2012), was insbesondere im Hinblick auf die politische Bedeutung der Schuldenbremse geboten erscheint.

Die Gebote der Symmetrie und der Glättung sind ex post leicht zu gewährleisten. So führt bereits ein mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzte lineare Trend zu Residuen (Konjunkturkomponente), die im Mittel null

sind. Zudem ist der Verlauf deutlich glatter als der der Ursprungsreihe. Ein Beispiel ist in Abbildung 1 gegeben. Allerdings wird das Problem der Trend-Zyklus-Dekomposition dadurch verkompliziert, dass bei der Anwendung auf die Bestimmung struktureller Haushalte nicht die Bestimmung von (weit) in der Vergangenheit liegender Kennziffern relevant ist, sondern die des laufenden bzw. der zukünftigen Jahre. Hätte man nun einen linearen Trend nur für einen kürzeren Zeitraum geschätzt und mit dem resultierenden Steigungskoeffizienten fortgeschrieben, zeigt sich im Beispiel, dass die nachfolgende Entwicklung nahezu vollständig auf einer Seite

Abbildung 1:

Logarithmierte Steuereinnahmen und linearer Trend 1991–2012



Quelle: FIMiSH (2012); eigene Berechnungen.

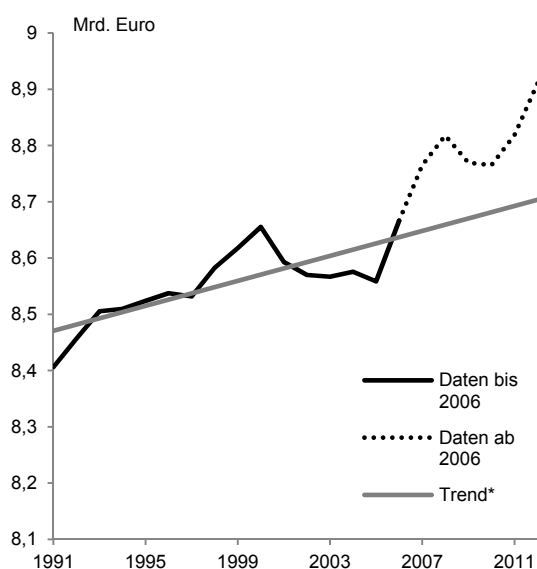
des Trends verläuft (Abbildung 2). Die Symmetrie wird nicht erreicht. Dieses Beispiel zeigt, dass sich der Trend in der Zeit verändert und die Trend-Zyklus-Dekomposition somit einen deutlich prognostischen Charakter hat (Pinkl 2012) und verweist auf ein Grundproblem der Bestimmung einer Konjunkturkomponente am „aktuellen Rand“. Bei nahezu allen gängigen Verfahren ergeben sich durch die Hinzunahme neuer Informationen bei der Trendberechnung zum Teil erhebliche Revisionen des Trendwer-

² Vgl. u.a. Beveridge und Nelson (1981), Hodrick-Prescott (1997), Baxter und King (1999), Watson (1986).

tes.³ Diese Revisionen können zum Teil beträchtlichen Einfluss auf die Bewertung der strukturellen Haushaltslage haben, wie z.B. Kempkes (2012) für die Länder des Euroraums diskutiert. Aus der Revisionsanfälligkeit sollte aber gerade nicht der Schluss gezogen werden, dass der Trend bei neuer Information nicht neu berechnet werden sollte. Das Beispiel, das in den beiden Abbildungen dargestellt ist, weist daraufhin, dass andernfalls die Forderung nach Symmetrie nicht sichergestellt werden kann.

Abbildung 2:

Logarithmierte Steuereinnahmen 1991–2012 und linearer Trend mit Stützzeitraum bis 2006



Trend*: Log-linearer Trend basierend auf den Jahren 1991 bis 2006.

Quelle: FiMiSH (2012); eigene Berechnungen.

Hieraus lassen sich bereits zwei weitreichende Empfehlungen für ein Konjunkturbereinigungsverfahren ableiten. Zum einen sollte der Trend nicht als (log-)linearer Trend über einen sehr langen Zeitraum bestimmt werden, da die Schwankungen des Trends grundsätzlich dieser Herangehensweise widersprechen. Zum anderen sollte die Trendbestimmung mit jedem neuen Datenstand neu durchgeführt werden, um Informationen zu Veränderungen des Trends

schnell aufzunehmen. Hierbei werden Prognosen als sehr hilfreich angesehen (Kaiser und Maravell 2001; Watson 2007).

3 Besonderheiten bei der Konjunkturbereinigung der Länder

Typischerweise wird angenommen, dass bei den Länderhaushalten nur die Einnahmeseite und hier die Steuereinnahmen konjunkturellen Einflüssen unterworfen sind, da z.B. keine direkten Einflüsse des Arbeitsmarkts auf die Ausgaben bestehen (vgl. RWI 2010; Freye und van Deuverden 2010). Daher erscheint es adäquat, dass ein Konjunkturbereinigungsverfahren auf Länderebene sich nur auf die Steuereinnahmen bezieht. Bei Anwendung der Bundesmethode (indirektes Verfahren) wird dies durch die Verwendung der Budgetsensitivität, die den entsprechenden Steuereinnahmen entspricht, erreicht (vgl. Abschnitt 4). Alternativ bietet es sich an, die Steuereinnahmen selbst einer Trend-Zyklus-Dekomposition zu unterziehen. Werden solche direkte Verfahren (statistische Filter der Steuereinnahmen) verwendet, ergibt sich allerdings das Problem, dass Steuerrechtsänderungen zu zusätzlichen Variationen führen, die das Filterergebnis beeinflussen können.

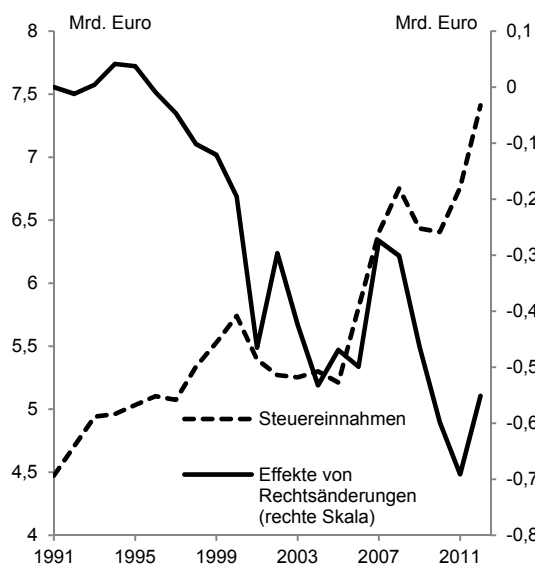
Die Effekte von Steuerrechtsänderungen erschweren die Konjunkturbereinigung der Steuereinnahmen. Die vorliegenden Schätzungen dieser Effekte zeigen eine ganz andere Dynamik als die der Steuereinnahmen. Daher ist es möglich, dass die Effekte von Steuerrechtsänderungen die Ergebnisse von statistischen Filtern zur Trend-Zyklus-Dekomposition ungünstig beeinflussen, da sie ein stark abweichendes Frequenzmuster haben. Eine Alternative wäre es vor Anwendung der Filter die Effekte von Steuerrechtsänderungen herauszurechnen. Durch die Herausrechnung entsteht allerdings das Problem, dass die Ergebnisse der Verfahren von den Schätzungen zu den Effekten von Steuerrechtsänderungen

³ Vgl. z.B. Orphanides und van Norden (2002) oder Marcellino und Musso (2011).

abhängig werden.⁴ Die Schätzungen dieser Effekte können erheblichen Ungenauigkeiten unterliegen. Zudem liegen Schätzungen solcher Effekte nur für bereits beschlossene Rechtsänderungen vor. Zu erwartende Steuerrechtsänderungen in der mittleren Frist bleiben somit unberücksichtigt.

Abbildung 3:

Steuereinnahmen und Effekte von Rechtsänderungen für Schleswig-Holstein 1991–2012



Quelle: BMF (lfd. Jgg.); FiMiSH (2012); eigene Berechnungen.

Die vorliegenden Schätzungen der Steuerrechtsänderungen in den Jahren seit 1991 zeigen, dass insbesondere einzelne große Ereignissen von erheblicher Bedeutung gewesen sein dürften, wie der Unternehmenssteuerreform zu Beginn der 2000er Jahre, die Umsatzsteuersatzanhebung 2007 sowie der Konjunkturmaßnahmen im Zuge der Großen Rezession. Insgesamt führten die Steuerrechtsänderungen im betrachteten Zeitraum zu geschätzten Mindereinnahmen (Abbildung 3). Die Tendenz zu Mindereinnahmen durch Steuerrechtsänderungen ist durchaus plausibel, da die Einkommensteuertarife immer wieder angepasst werden, um den Effekten

heimlicher Steuererhöhungen entgegenzuwirken bzw. dem steigenden Existenzminimum gerecht zu werden.

4 Bestehende Verfahren und Verfahrensvorschläge

In der Literatur zur Trend-Zyklus-Dekomposition gibt es eine Vielzahl an Vorgehensmöglichkeiten. An dieser Stelle werden einige Verfahren vorgestellt, die in der Konjunkturbereinigung von Länderfinanzen zum Einsatz kommen oder dafür besonders geeignet erscheinen. Die Darstellung erhebt keinen Anspruch auf Vollständigkeit.

Die Bundesregierung setzt zur Konjunkturbereinigung die Methode der Europäischen Kommission ein (**Bundesmethode**).⁵ Dazu wird basierend auf einem Produktionsfunktionsansatz zunächst das Produktionspotential ermittelt. Die Argumente der Produktionsfunktion sind der Faktor Arbeit, genauer die potentielle Erwerbstätigkeit, und der Faktor Kapital, also der Kapitalstock. Verbunden wird dies für ein Maß des technischen Fortschritts, der totalen Faktorproduktivität. All diese Größen sind nicht beobachtbar und werden u.a. mit Hilfe statistischer Filterverfahren anhand beobachtbarer Entsprechungen, wie z.B. der Beschäftigung oder der Investitionstätigkeit, geschätzt. Die Differenz zwischen Produktionspotential und Bruttoinlandsprodukt ergibt die sogenannte Produktionslücke, die als Maß der Konjunktur gelten kann. Um nun zu einer Konjunkturkomponente für den Bundehaushalt zu gelangen wird folgende die nominale Produktionslücke durch Multiplikation mit dem BIP-Deflator erzeugt und dann diese mit der sogenannten Budgetsensitivität multipliziert. Letztere errechnet sich aus den Semielastizitäten einzelner Budgetbestandteile, wie Lohn- und Umsatzsteuern oder Arbeitsmarktausgaben (Girouard und André 2005). Bei Anwendung auf Länderhaushalte rührt die Budgetsensitivität nur aus den Steuereinnahmen,

⁴ Schätzungen von Effekten von Steuerrechtsänderungen liegen z.B. im BMF (lfd. Jgg.) vor.

⁵ Eine Darstellung des bedingten Verfahrens findet sich z.B. in Kastrop und Snelting (2008).

da die anderen Budgetbestandteile der Länder als konjunkturinelastisch gelten. Für die Anwendung auf die Länder wird zudem eine Quotierung anhand des Steueraufkommens des jeweiligen Landes relativ zur Ländergesamtheit vorgenommen (RWI 2010). Zum Teil in modifizierter Form wird das Verfahren der Bundesregierung zum einen im Stabilitätsrat und zum anderen in Hessen angewandt.⁶ Kritiker des Verfahrens wenden immer wieder ein, dass die Methode der Europäischen Kommission komplex und durch die Wahl bestimmter statistischer Filterverfahren möglicherweise gestaltungsanfällig ist. Aus Sicht des einzelnen Landes ist die Gestaltungsanfälligkeit im Sinne der politischen Ökonomie zwar nicht gegeben, da die Berechnungen vom Bund, der sie in Abstimmung mit der Europäischen Kommission vornimmt, übernommen werden, doch ist es in der Tat so, dass es in den vergangenen Jahren immer wieder zu methodischen Änderungen gekommen ist, was die Anwendung aus Sicht der Länder unattraktiver macht.⁷

Rheinland-Pfalz hat ein eigenständiges Trendsteuerverfahren zur Konjunkturbereinigung entwickelt (MFRh-Pf 2013). Nachdem für das Startjahr die konjunkturelle Normallage bestimmt wurde, wird die Zuwachsrate zur Fortschreibung des Trendpfads anhand des geometrischen Mittels der Zuwachsraten der um Steuerrechtsänderungseffekte bereinigten Steuereinnahmen der vorangegangenen acht Jahre be-

rechnet. Es sind Zuschläge bzw. Abschläge vorgesehen, wenn die Konjunkturkomponente des Vorjahres bzw. der Vorjahre deutlich positiv bzw. negativ ausgeprägt war. Durch diese Korrekturen soll die Symmetrie erhöht werden und der möglicherweise erhebliche Einfluss der Bestimmung der konjunkturellen Normallage für das Startjahr wird langfristig aufgehoben.

Ein in vielen wissenschaftlichen Arbeiten angewandtes Verfahren ist der Hodrick-Prescott-Filter (**HP-Filter**). Vorteil dieses Verfahrens ist, dass es unabhängig davon, ob der tatsächliche Trend linear deterministisch und stochastisch ist. Zur Bestimmung des strukturellen Budgetsaldos wird er in der Schweiz eingesetzt, allerdings in modifizierter Form (Bruchez 2003), um dem sogenannten „Endpunktproblem“ zu begegnen. Da der HP-Filter ein zweiseitiger Filter ist, ist die Trend-Zyklus-Dekomposition am aktuellen Rand recht unpräzise und revisionsanfällig. Die Modifikation mildert dieses Problem, führt aber zugleich zu einer Phasenverschiebung. Eine andere Variante dem „Endpunktproblem“ zu begegnen, ist es, Prognosen bei der Filterung zu berücksichtigen (Kaiser und Maravell 2001; Watson 2007). Mit den Zahlen des Arbeitskreises Steuerschätzungen (AKS) liegen Prognosen vor, die für die mittelfristige Finanzplanung bereits genutzt werden.⁸

Schließlich finden **log-lineare Trends** Anwendung in der Konjunkturbereinigung der Länder, so zum Beispiel derzeit in Schleswig-Holstein und Hamburg. Hier wird typischerweise ein Trend in vergangenen Daten geschätzt und extrapoliert. Bei der Schätzung log-linearer Trends spielt es eine wesentliche Rolle, wie der Stützzeitraum von Jahr zu Jahr angepasst wird.

⁶ Eine wesentliche Modifikation besteht in der Feststellung der Ex-post-Konjunkturkomponente. Während auf Bundesebene die Differenz der prognostizierten BIP-Zuwachsrate mit der zum Zeitpunkt des Haushaltsabschluss gemessenen BIP-Zuwachsrate mit der Budgetsensitivität verbunden wird, um ein „Konjunktur-Update“ vorzunehmen, werden im Stabilitätsrat die Abweichungen zwischen der für die Haushaltsaufstellung relevante Steuerschätzung mit dem Kassenergebnis als „Konjunktur-Update“ gewertet.

⁷ Bezüglich des Verfahrens der Europäischen Kommission wurde festgestellt, dass es im Umfeld von Boom-Bust-Zyklen die Trendentwicklung kaum antizipieren kann (Kempkes 2012). Da allerdings nicht ausgeschlossen werden kann bzw. es sogar wahrscheinlich sein dürfte, dass dieses Problem auch für andere hier diskutierte Methoden besteht, wird dieser Punkt hier nicht weiter verfolgt. Sollte es aber in den kommenden Jahren zu einem Boom infolge der Niedrigzinsphase kommen, sollte die Konjunkturbereinigung besonders kritisch betrachtet werden (Boysen-Hogrefe 2014a).

⁸ Die Prognosen des AKS gelten für die kurze Frist als recht hochwertig (Büttner und Kauder 2008). Für die mittlere Frist finden sich mehrere Phasen, in denen die Steuereinnahmen systematisch überschätzt worden sind (Breuer 2014). Wesentlich hierbei waren vor allem die Fehler der gesamtwirtschaftlichen Projektionen (Heinemann 2006), die in der jüngeren Zeit aber nicht mehr ausgeprägt waren. Eine Rolle dabei spielt auch, dass die Steuereinnahmequote in den Ergebnissen des AKS in der mittleren Frist nahezu durchgängig ansteigt, was aber in Relation zum Einfluss der gesamtwirtschaftlichen Projektionen eine geringere Rolle spielt. Gegebenenfalls ist zu überlegen, die Projektionen des AKS zu korrigieren (Boysen-Hogrefe 2014b), was aber nicht Gegenstand dieser Arbeit ist.

Denkbar sind expandierende oder rollende Stützzeiträume. Ferner können ebenso Prognosen in den Stützzeitraum aufgenommen werden. Generell anzumerken ist, dass ein Verzicht auf die jährliche Neuberechnung des Trends, also ein Verzicht auf die Inklusion neuer Daten, sehr wahrscheinlich das Symmetriegebot verletzen dürfte, da implizit die Annahme getroffen wird, dass der einmal geschätzte log-lineare Trend dauerhaft konstant ist, was angesichts bisheriger Erfahrungen eine gewagte These ist. Ebenso gibt es a priori Zweifel an der Anwendung langfristiger Trends mit expandierendem Zeitfenster, da letztlich das Problem der strukturellen Konstanz auch hier relevant ist.

Bezüglich der Einbindung der Prognosen des AKS in die statistischen Filterverfahren (Trendsteuerverfahren) ist anzumerken, dass sofern bei der Anwendung ein Trend extrapoliert wird implizit eine eigene mittelfristige Einnahmeprognose unterstellt wird. Sofern also die Ergebnisse des AKS für die mittelfristige Finanzplanung relevant bleiben sollen und nicht in Konkurrenz zu den Trendsteuerverfahren treten sollen, sollten die Prognosen des AKS in den Trendsteuerverfahren berücksichtigt werden.⁹

5 Empirische Evaluation

Die empirische Evaluation wird in Form einer Quasi-Echtzeitanalyse für die Jahre 2001 bis 2012 jeweils aus Sicht der Mai-Steuerschätzung durchgeführt. Dabei sollen die Verfahren in einer Situation (Informationsstand) angewandt werden, die der entspricht, die in den vergangenen Jahren nach der jeweiligen Mai-Steuerschätzung vorherrschte. Dies bezieht sich insbesondere auf den Informationsstand, der zur Trendschätzung herangezogen wird. Bei der Evaluation der Bundesmethode tritt allerdings die Komplikation auf, dass die Bundesregierung erst seit 2011 die Potentialschätzungen in der jetzigen Form durchführt (BMWi lfd. Jgg.), also

für die Jahre davor die notwendigen Daten nicht zur Verfügung stehen. An dieser Stelle werden daher die Ergebnisse der Frühjahrsprojektionen der Europäischen Kommission für die Jahre vor 2011 herangezogen (Europäische Kommission lfd. Jgg.).

Für das rheinland-pfälzische Verfahren werden zwei Verfahrensvarianten betrachtet. Zum einen wird angenommen, dass im Jahr 2001 die Steuereinnahmen der Normallage (tatsächliche Steuereinnahmen sind gleich Trendsteuereinnahmen) entsprechen und in der anderen Variante, dass dies 2002 der Fall war. Die Varianten werden gewählt, um den Einfluss der initialisierenden Normallage zu analysieren.

Neben der Bundesmethode und die Verfahren aus Rheinland-Pfalz werden der HP-Filter und drei log-lineare Trends betrachtet. Bei den log-linearen Trends gibt es zwei mit expandierendem Stützzeitraum, wobei einmal das Startjahr 1981 ist (Trend 1981) und zum anderen das Startjahr auf 1991 gesetzt ist (Trend 1991). Ferner wird ein log-linearer Trend mit rollierendem Stützzeitraum von 15 Jahren (Trend 15) herangezogen. Für die log-linearen Trends und den HP-Filter ist nicht festgelegt, wie mit Steuerrechtsänderungen und Prognosen vorgegangen werden soll. Daher werden vier Varianten analysiert. In der Variante I werden die Steuereinnahmen um Effekte von Steuerrechtsänderungen vor Anwendung des statistischen Filters bereinigt und dem resultierenden Trend wieder zugeschlagen. Der Stützzeitraum enthält ferner auch die Prognosen des AKS. In der Variante II werden die Effekte von Steuerrechtsänderungen nicht gesondert berücksichtigt. In Variante III enthält der Stützzeitraum keine Prognosen, aber die Effekte von Steuerrechtsänderungen werden wie in Variante I berücksichtigt. Schließlich werden in Variante IV weder Prognosen von Effekten von Rechtsänderungen berücksichtigt.

Als Maß für die Symmetrie wird der Mittelwert aller Abweichungen der Trendsteuereinnahmen von den tatsächlichen Einnahmen über den gesamten Zeitraum betrachtet. Dabei werden die Trendsteuereinnahmen, die im Mai für das Folgejahr gemessen werden, zugrunde gelegt, da diese Größe im Zuge der Haushaltsplanung von besonderer Bedeutung sein dürfte. Die

⁹ Bei indirekten Verfahren ist die Konkurrenz zwischen Steuerprognose und Trendsteuerverfahren per se ausgeschlossen.

null ist eine mögliche Referenzgröße. Allerdings wird dabei die Annahme getroffen, dass das Ende des beobachteten Zeitraums in der gleichen konjunkturellen Phase war wie der Beginn. Daher wird zudem für den betrachteten Zeitraum ein ex post per HP-Filter ein Trend bestimmt. Dieser weist mittlere Abweichung von 80 Mill. Euro aus. Die konjunkturelle Lage war demnach in der Summe etwas schlechter als die Normallage.

Es ist zu beobachten, dass viele der Verfahren in etwas gleich aufliegen bei der Frage der Symmetrie. Erhebliche Abweichungen weist nur das Verfahren Trend 1981 und hier in allen vier Varianten auf (Tabelle 1). Der langjährige Trend

überschießt die tatsächliche Dynamik deutlich, selbst wenn, wie in den Varianten I und II Prognosen in den Stützzeitraum eingehen. Das Verfahren des Landes Rheinland-Pfalz zeigt ebenfalls merkliche Abweichungen, die sogar als statistisch signifikant gelten. Die Probleme dürften daher stammen, dass der Korrekturmechanismus, der für Symmetrie sorgen soll, die Zuwachsraten anteilig erhöht oder senkt. Ist die eigentliche Dynamik schwach (Zuwächse nahe null) ist die Anpassung nicht effektiv. Vergleichsweise gute Ergebnisse weisen der HP-Filter, insbesondere in den Varianten I und II, Trend 15 und die Bundesmethode auf.

Tabelle 1:

Symmetrie gemessen als mittlere Abweichung zu den Daten

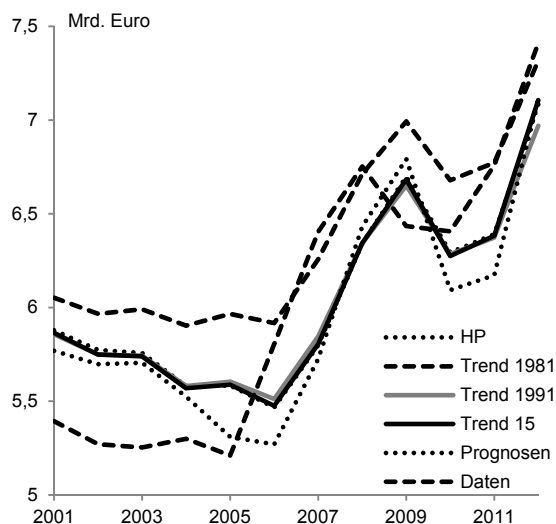
	I	II	III	IV
	Mill. Euro			
HP	20,4	41,5	-25,1	-60,3
Trend 1981	343,6	324,8	777,1	691,7
Trend 1991	9,2	18,3	-37,2	-83,2
Trend 15	14,9	39,2	73,9	30,3
Bundesmethode	4,4			
Rh-Pf 2001	-167,5			
Rh-Pf 2002	-294,4			
Prognosen	-66,5			
	t-Werte			
HP	-0,47	-0,29	-0,71	-0,72
Trend 1981	2,44	1,97	5,66	3,70
Trend 1991	-0,57	-0,45	-0,87	-0,90
Trend 15	-0,53	-0,31	-0,04	-0,22
Bundesmethode	-0,62			
Rh-Pf 2001	-2,01			
Rh-Pf 2002	-4,02			
Prognosen	-0,51			

Mittelwert der Differenz zwischen Trendschätzung und Beobachtung. Gemessen jeweils für das kommende Jahr. — I: Trendschätzung berücksichtigt Prognosen, Steuerrechtsänderungen sind herausgerechnet. — II: Trendschätzung berücksichtigt Prognosen. — III: Trendschätzung ohne Prognosen, Steuerrechtsänderungen sind herausgerechnet. — IV: Trendschätzung ohne Prognosen. — HP: Hodrick-Prescott-Filter. — Trend 1981: Trendschätzung mit expandierendem Schätzzeitraum mit Beginn 1981. — Trend 1991: Trendschätzung mit expandierendem Schätzzeitraum mit Beginn 1991. — Trend 15: Trendschätzung mit rollenden Schätzzeitraum und 15 Beobachtungen. — Rh-Pf 2001: Verfahren des Landes Rheinland-Pfalz mit Steuereinnahmen des Jahres 2001 als Normallage. — Rh-Pf 2002: Verfahren des Landes Rheinland-Pfalz mit Steuereinnahmen des Jahres 2002 als Normallage. — Prognosen: Prognosen des AKS.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Neben der Symmetrie ist eine wesentliche Forderung an die Verfahren, dass sie eine möglichst geringe Revisionsintensität haben, da starke Trendrevisionen den Haushaltsplanungsprozess deutlich erschweren dürften. Vergleichsweise gute Ergebnisse weist hier ein langjähriger Trend (ab 1991) auf sowie einige Varianten des Trend 15 (Tabelle 2). Die Schwankungen der effektiven Trendzuwachsrate sind hier an geringsten. Das gute Abschneiden von Trend 1991 könnte jedoch dem Zufall geschuldet sein. Das zweite Verfahren mit einem langjährigen, expandierenden Stützzeitraum (Trend 1981) weist wenig überzeugende Ergebnisse auf. Ähnliches könnte bei einem deutlichen Trendbruch Trend 1991 passieren. Recht gute Ergebnisse zeigt hier das Verfahren des Landes Rheinland-Pfalz, dass auch augenscheinlich für eine Glättung sorgt, während der HP-Filter oder die Bundesmethode zu starken Schwankungen in den Zuwachsraten neigen, die nur wenig unter den Schwankungen der Prognosen und in etwa auf Höhe der Schwankungen der Zuwachsraten der tatsächlichen Einnahmen liegen (Abbildungen 4–8).

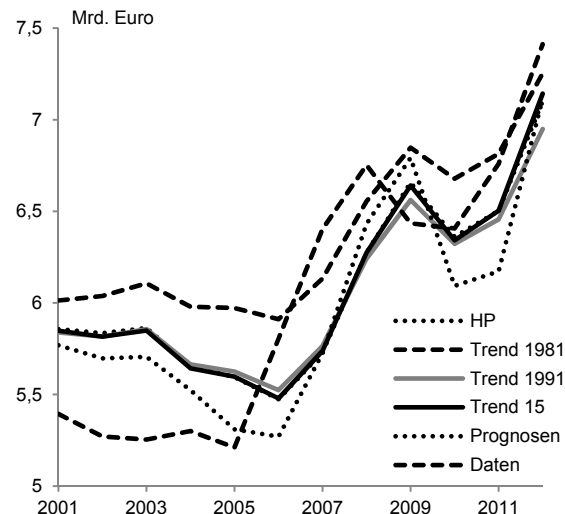
Abbildung 4:
Geschätzte Steuereinnahmetrends 2001–2012
(Variante I)



Bezogen auf das jeweils kommende Jahr zum Stand des Mais des Vorjahres. Trendberechnung unter Hinzunahme der Prognosen und Herausrechnung von Steuerrechtsänderungen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

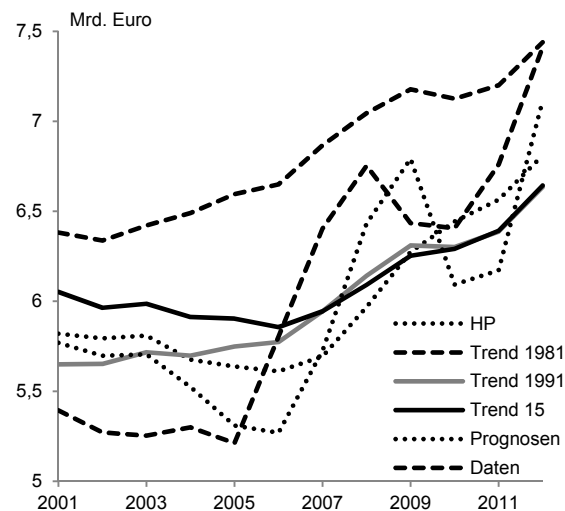
Abbildung 5:
Geschätzte Steuereinnahmetrends 2001–2012
(Variante II)



Bezogen auf das jeweils kommende Jahr zum Stand des Mais des Vorjahres. Trendberechnung unter Hinzunahme der Prognosen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 6:
Geschätzte Steuereinnahmetrends 2001–2012
(Variante III)



Bezogen auf das jeweils kommende Jahr zum Stand des Mais des Vorjahres. Trendberechnung ohne Hinzunahme von Prognosen und mit Herausrechnung von Steuerrechtsänderungen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 2:

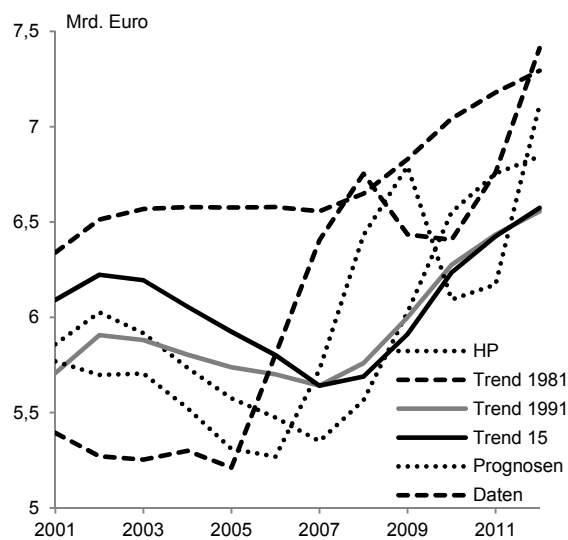
Revisionsintensität gemessen an den Schwankungen der Echtzeit-Trendzuwachsraten

	I	II	III	IV
HP	5,41	4,00	4,84	5,45
Trend 1981	4,89	3,25	4,17	4,94
Trend 1991	2,43	1,36	1,49	1,73
Trend 15	4,29	1,24	2,27	2,85
Bundesmethode	5,79			
Rh-Pf 2001	3,14			
Rh-Pf 2002	2,98			
Prognosen	7,58			

Standardabweichung der Wachstumsraten den für das jeweils kommende Jahr gemessenen Trend zum im Vorjahr für das laufende Jahr gemessenen. — I: Trendschätzung berücksichtigt Prognosen, Steuerrechtsänderungen sind herausgerechnet. — II: Trendschätzung berücksichtigt Prognosen. — III: Trendschätzung ohne Prognosen, Steuerrechtsänderungen sind herausgerechnet. — IV: Trendschätzung ohne Prognosen. — HP: Hodrick-Prescott-Filter. — Trend 1981: Trendschätzung mit expandierendem Schätzzeitraum mit Beginn 1981. — Trend 1991: Trendschätzung mit expandierendem Schätzzeitraum mit Beginn 1991. Trend 15: Trendschätzung mit rollenden Schätzzeitraum und 15 Beobachtungen. — Rh-Pf 2001: Verfahren des Landes Rheinland-Pfalz mit Steuereinnahmen des Jahres 2001 als Normallage. — Rh-Pf 2002: Verfahren des Landes Rheinland-Pfalz mit Steuereinnahmen des Jahres 2002 als Normallage. — Prognosen: Prognosen des AKS.

Quelle: Eigene Berechnungen.

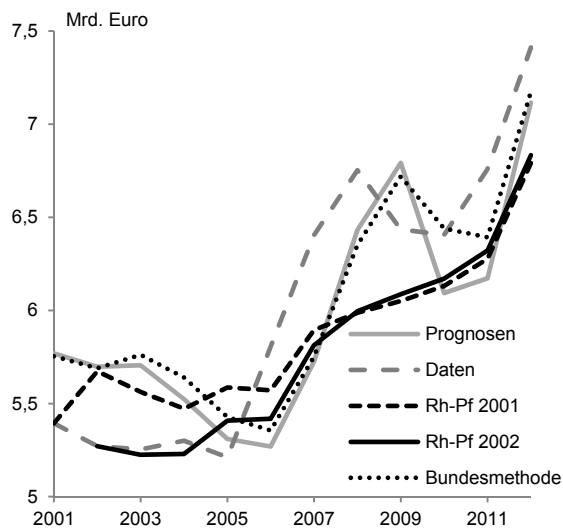
Abbildung 7:

Geschätzte Steuereinnahmetrends 2001–2012
(Variante IV)

Bezogen auf das jeweils kommende Jahr zum Stand des Monats des Vorjahres. Trendberechnung ohne Hinzunahme von Prognosen und ohne Herausrechnung von Steuerrechtsänderungen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 8:

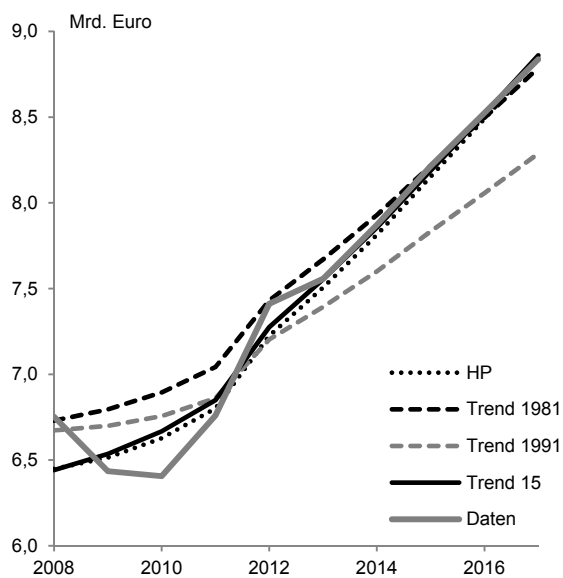
Geschätzte Steuereinnahmetrends 2001–2012
(Bundesmethode und Rheinland-Pfalz)

Bezogen auf das jeweils kommende Jahr zum Stand des Monats des Vorjahres.

Quelle: Eigene Berechnungen.

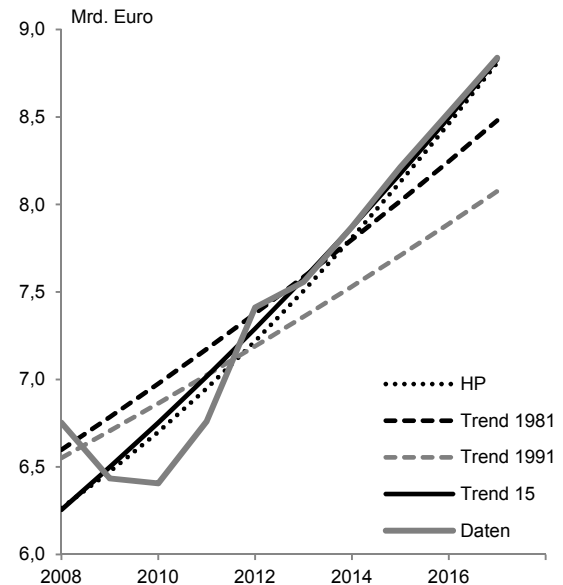
Schließlich wird in einer Falldarstellung für die Situation im Mai 2013 dargestellt, wie sich die Trendverfahren zu den mittelfristigen Prognosen des AKS verhalten (Abbildungen 9–13). Es ist augenscheinlich, dass zum einen das Verfahren Trend 1991 in allen Varianten kaum mit den Prognosen des AKS in Übereinstimmung zu bringen ist. Die Berücksichtigung von Prognosen des AKS kann bei Anwendung von Trendverfahren, die aktuelle Daten hoch gewichten (HP-Filter, Trend 15) für Konsistenz mit den Prognosen, die typischerweise in die Haushaltsplanung eingehen, sorgen.¹⁰

Abbildung 9:
Steuereinnahmetrend aus der Sicht Mai 2013
(Variante I)



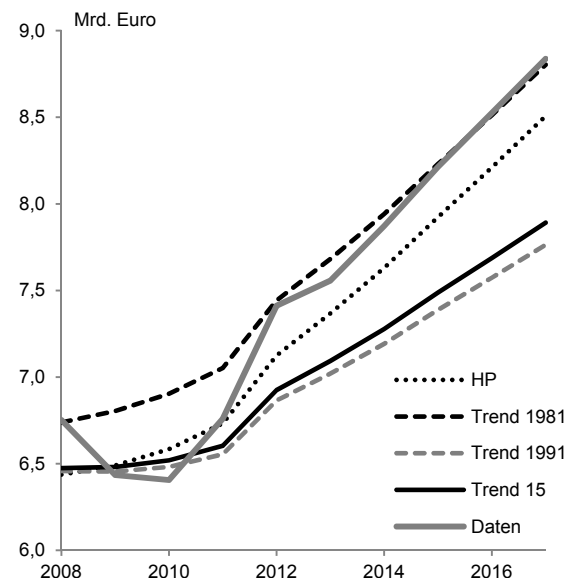
Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 10:
Steuereinnahmetrend aus der Sicht Mai 2013
(Variante II)



Quelle: Eigene Berechnungen.

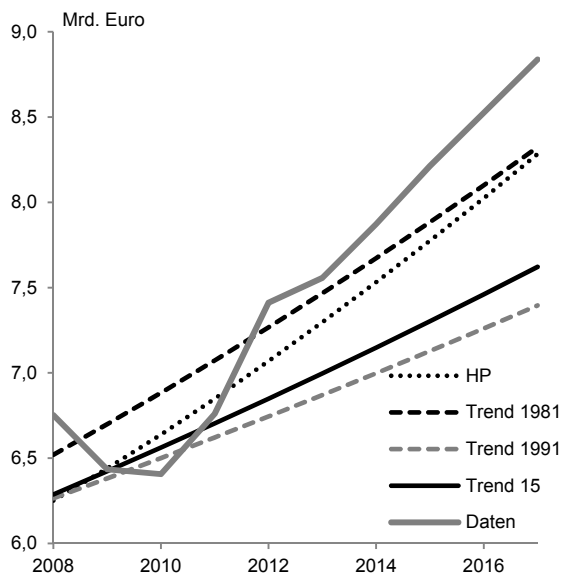
Abbildung 11:
Steuereinnahmetrend aus der Sicht Mai 2013
(Variante III)



Quelle: Eigene Berechnungen.

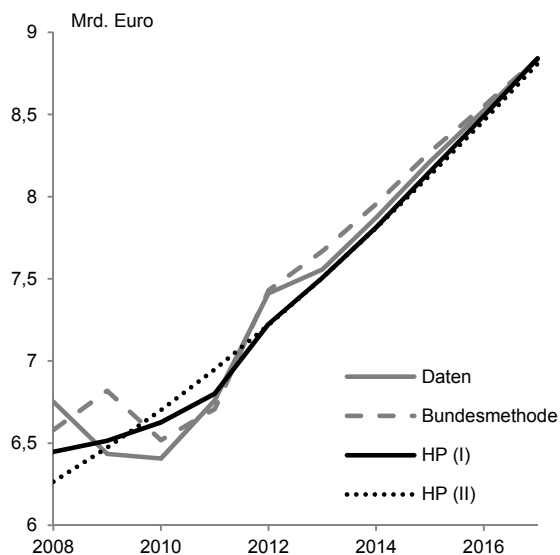
¹⁰ Hier sei angemerkt, dass die Prognosen des AKS auf Basis der Projektionen zur Gesamtwirtschaft der Bundesregierung erstellt werden, und diese Projektionen typischerweise Normalauslastung für das Ende der Mittelfrist annehmen.

Abbildung 12:
Steuereinnahmetrend aus der Sicht Mai 2013
(Variante IV)



Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 13:
Steuereinnahmetrend aus der Sicht Mai 2013
(Bundesmethode)



Zum Vergleich sind die die HP-Filterergebnisse der Varianten I und II mit abgetragen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

6 Echtzeittrendglättung

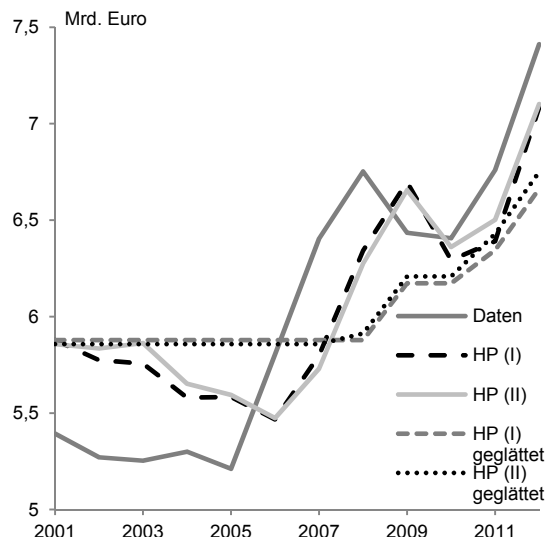
Der Revisionsbedarf bei den wiederholten Schätzungen des Steuertrendpfads ist zum Teil erheblich. So kommt es auch bei Anwendung des HP-Filters zu merklichen Ausschlägen, die die mittelfristige Finanzplanung deutlich erschweren. Zwar sind ein Teil dieser erheblichen Ausschläge auf die Besonderheiten des untersuchten Zeitraums zurückzuführen, doch ist mit Blick auf die Verlässlichkeit der Finanzplanung eine Modifikation der vorgeschlagenen Verfahren wünschenswert, die eine höhere Planungssicherheit mit sich bringen.

Zu diesem Zweck wird folgende Modifikation vorgeschlagen. Die Trendneuberechnung wird nur dann komplett umgesetzt, wenn die resultierende Zuwachsrate im Vergleich zu den festgesetzten Trendsteuereinnahmen des Vorjahres in einer bestimmten Bandbreite liegt. Ansonsten wird für die Festsetzung der Trendsteuereinnahmen die relevante (Ober- bzw. Unter-) Grenze dieser Bandbreite als Zuwachs herangezogen. Die Differenz zwischen den im ursprünglichen Verfahren ermittelten Trendsteuereinnahmen und den durch diese Modifikation ermittelten Trendsteuereinnahmen, werden auf einem Glättungskonto gebucht und auf die folgenden z.B. vier Jahre verteilt, so dass durch die Glättung keine dauerhafte, sondern nur eine temporäre Abweichung vom eigentlichen Pfad zugelassen wird.

Die Anwendung dieses Glättungsverfahrens mit einer ad hoc festgelegten Bandbreite zwischen 0 und 5 Prozent auf den HP-Filter zeigt, dass die Revisionsanfälligkeit deutlich gemindert ist (Abbildung 14). Sie ist jetzt mit der des Verfahrens aus Rheinland-Pfalz vergleichbar. Bezogen auf den vorliegenden Zeitraum weisen die geglätteten HP-Filter-Ergebnisse ähnlich gute Symmetriewerte auf wie der HP-Filter selbst (Tabelle 3). Dabei ist aber zu berücksichtigen, dass gegen Ende des Zeitraums 2012 noch Ausstände auf dem Glättungskonto gebucht sind, die bezogen auf das Symmetriemaß die Differenz zum ungeglätteten HP-Filter exakt wiedergeben.

Abbildung 14:

Ergebnisse des Echtzeittrendglätters für den HP-Filter 2001–2011



Bezogen auf das jeweils kommende Jahr zum Stand des Monats des Vorjahres. Im Vergleich sind die HP-Filterergebnisse der Varianten I und II.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 3:

Eigenschaften des in Echtzeit geglätteten HP-Trends 2001–2012

	Symmetrie*	Revisionsintensität
HP (I)	20,41	5,41
HP (II)	41,46	4,89
HP (I) geglättet	2,04	2,07
HP (II) geglättet	-8,98	2,11

Symmetrie: Vergleiche Tabelle 1. Revisionsintensität: vgl. Tabelle 2. HP(I): HP-Filter in Variante I. HP(II): HP-Filter in Variante II. Geglättet: Ergebnisse unter Anwendungen des Echtzeittrendglätters. — *: Bezüglich der Symmetriewerte der Verfahren mit Glättung ist anzumerken, dass 2012 Ausstände auf den Glättungskonten bestehen, die den Differenzen zu den Verfahren ohne Glättung entsprechen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Das zusätzliche Glättungsverfahren hat dann seine Stärken, wenn es zu vorübergehenden spürbaren Schwankungen kommt, die sich letztlich mittelfristig mehr oder weniger ausgleichen. Es bleibt aber festzuhalten, dass ein solches zusätzliches Glättungsverfahren bei einer dauerhaften Veränderung des Trendverhaltens zu

einer Verletzung der Symmetrie führen kann und dass die Bandbreitengrenzen z.B. von der Vergangenheit des originären Trendverfahrens abhängig gemacht werden sollten, um solche Effekte zu minimieren.

7 Schluss

Die Arbeit stellt eine Quasi-Echtzeitdatenanalyse verschiedener Verfahren zur Konjunkturberreinigung dar. Mehrere Verfahren erscheinen dabei geeignet das Symmetriegebot zu erfüllen, u.a. die Bundesmethode und der HP-Filter. Sofern die Trendverfahren in der mittelfristigen Finanzplanung angewandt werden sollen, empfiehlt es sich bei der Anwendung statistischer Filter die Prognosen des AKS im Trendverfahren zu berücksichtigen. Andernfalls würde eine Loskopplung von den Ergebnissen des AKS stattfinden und implizit (basierend auf dem Trendverfahren) eine eigene mittelfristige Steuerprognose durchgeführt.

Bezogen auf die Trendsteuerverfahren haben Trendverfahren, die aktuelle Daten hoch gewichten, wie der HP-Filter oder der log-lineare Trend mit rollierenden Stützzeitraum deutlich Vorteile gegen langfristige lineare Trends mit expandierendem Stützzeitraum, bei denen bezweifelt werden kann, dass sie für Symmetrie sorgen. Eine Zwischenposition nimmt das Verfahren aus Rheinland-Pfalz ein, das im betrachteten Zeitraum Probleme aufwies Symmetrie sicher zu stellen. Besonders problematisch dürfte die ausgesprochen schwache Dynamik in den frühen 2000er Jahren gewesen sein, da die Korrekturmechanismen im Verfahren aus Rheinland-Pfalz, die für Symmetrie sorgen sollen, bei Zuwächsen nahe Null kaum wirken.

Ein großes Problem der Klasse an Verfahren, die sowohl gute Symmetrieeigenschaften haben als auch im Einklang mit der mittelfristigen Finanzplanung im Rahmen des AKS sind, sind die umfangreichen Revisionen. Hierzu wurde in dieser Arbeit ein Lösungsvorschlag in Form eines Echtzeittrendglätters unterbreitet, der die Symmetrieeigenschaften der ungeglätteten Verfahren bewahrt, aber für eine deutliche Reduktion der Schwankungen des Echtzeittrends sorgt.

Literatur

- Baxter, M., und R.G. King (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics* 81 (4): 575–593.
- Beveridge, S., und C.R. Nelson (1981). A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics* 7: 151–174.
- BMF (Bundesministerium der Finanzen) (lfd. Jgg.). *Finanzbericht*. Bundesanzeiger Verlagsgesellschaft mbH, Köln.
- BMWi (Bundesministerium für Wirtschaft und Energie) (lfd. Jgg.). *Projektionen der Bundesregierung*. Berlin.
- Breuer, C. (2014). On the Rationality of Medium-Term Tax Revenue Forecasts: Evidence from Germany. Mimeo.
- Bruchez, P.-A. (2003). A Modification of the HP Filter Aiming at Reducing the End-Point Bias. Eidgenössische Finanzverwaltung. Working Paper ÖT/2003/3. Bern.
- Boysen-Hogrefe, J. (2014). Niedrige Zinsen und rasche monetäre Expansion: Was soll die Finanzpolitik tun? Kiel Policy Brief 75. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Boysen-Hogrefe, J. (2014). Stets steigende Steuerquoten in der Mittelfrist – zur Systematik der Steuerschätzung. In Vorbereitung.
- Boysen-Hogrefe, J., und M. Haas (2014). Konjunkturbereinigung für den Haushalt des Landes Schleswig-Holstein: Es besteht Handlungsbedarf! IfW-Fokus 162. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Büttner, T., und B. Kauder (2008). Steuerschätzung im internationalen Vergleich. *Monatsbericht des BMF* (Juni): 55–65.
- D'Auria, F., C. Denis, K. Havik, K. Mc Morrow, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger und A. Rossi (2010). The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps. Economic Papers 420. Europäische Kommission, Brüssel.
- Deutsche Bundesbank (2011). Anforderungen an die Konjunkturbereinigung im Rahmen der neuen Schuldenregel. *Monatsbericht*. Januar. Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Europäische Kommission (lfd. Jgg.). *European Economic Forecast*. Brüssel.
- FiMiSH (Finanzministerium des Landes Schleswig-Holstein) (2012). Finanzplan Schleswig-Holstein 2012–2016. Kiel.
- Freye, S., und K. van Deuverden (2010). Schuldenbremse: Bisherige Beschlüsse stellen Gelingen auf Länderebene infrage. *Wirtschaft im Wandel* 9: 438–447.
- Girouard, N., und C. André (2005). Measuring Cyclically Adjusted Budget Balances for OECD Countries. OECD Economics Department Working Papers 434. OECD Publishing, Paris.
- Heinemann, F. (2006). Planning or Propaganda? An Evaluation of Germany's Medium-term Budgetary Planning. *FinanzArchiv* 62 (4): 551–578.
- Hetschko, C. (2012). Die Konjunkturbereinigung in den Ländern im Rahmen der Schuldenbremse. In C. Hetschko et al. (Hrsg.), *Staatsverschuldung in Deutschland nach der Föderalismusreform II – eine Zwischenbilanz*. Schriften der Bucerius Law School, Band I/11, Hamburg.
- Hodrick, R.J., und E.C. Prescott (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking* 29 (1): 1–16.
- Kaiser, R., und A. Maravall (2001). *Measuring Business Cycles in Economic Time Series*. Lecture Notes in Statistics. Springer: New York.
- Kastrop, C., und M. Snelting (2008). Das Modell des Bundesfinanzministeriums für eine neue Schuldenregel. *Wirtschaftsdienst* 88 (6): 375–382.

- Kempkes, G. (2012). Cyclical adjustment in fiscal rules: some evidence on real-time bias for EU-15 countries. Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 15/2012. Frankfurt am Main.
- Marcellino, M., und A. Musso (2011). The Reliability of Real-time Estimates of the Euro Area Output Gap. *Economic Modelling* 28: 1842–1856.
- MFRh-Pf (Ministerium der Finanzen des Landes Rheinland-Pfalz) (2013). Vorläufiges Verfahren zur Bestimmung der Konjunkturkomponente nach § 3 Abs. 2 Satz 1 des Ausführungsgesetzes zu Artikel 117 der Verfassung für Rheinland-Pfalz. Mainz.
- Orphanides, A., und S. van Norden (2002). The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time. *The Review of Economics and Statistics* 84 (4): 569–583.
- Pinkl, J. (2012). Umgehung der »Schuldenbremse«. In C. Hetschko et al. (Hrsg.), Staatsverschuldung in Deutschland nach der Föderalismusreform II – eine Zwischenbilanz. Schriften der Bucerius Law School, Band I/11, Hamburg.
- RWI (Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung) (2010). Ermittlung der Konjunkturkomponenten für die Länderhaushalte zur Umsetzung der in der Föderalismuskommission II vereinbarten Verschuldungsbegrenzung. Forschungsprojekt im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen. Essen.
- Truger, A., und H. Will (2012). Gestaltungsanfällig und pro-zyklisch: Die deutsche Schuldenbremse in der Detailanalyse. In C. Hetschko et al. (Hrsg.), Staatsverschuldung in Deutschland nach der Föderalismusreform II – eine Zwischenbilanz. Schriften der Bucerius Law School, Band I/11, Hamburg.
- Watson, M.W. (2007). How Accurate are Real-time Estimates of Output Trends and Gaps. *Economic Quarterly* 93 (2): 143–161.

- 522./523. IfW-Krisencheck: Alles wieder gut in Griechenland?
Klaus Schrader, David Bencek und Claus-Friedrich Laaser
Kiel, Juni 2013. 54 S. 18 Euro.
- 524./525. Weltkonjunktur und deutsche Konjunktur im Sommer 2013
Kiel, Juli 2013. 60 S. 18 Euro.
- 526./527. Weltkonjunktur im Herbst 2013
Kiel, Oktober 2013. 51 S. 18 Euro.
- 528./529. Deutsche Konjunktur im Herbst 2013
Kiel, Oktober 2013. 47 S. 18 Euro.
- 530./531. Weltkonjunktur und deutsche Konjunktur im Winter 2013
Kiel, Dezember 2013. 63 S. 18 Euro.
- 532./533. Lettland: Fit für den Euro?
Klaus Schrader und Claus-Friedrich Laaser
Kiel, März 2014. 34 S. 18 Euro.
- 534./535. Weltkonjunktur im Frühjahr 2014
Kiel, April 2014. 46 S. 18 Euro.
- 536./537. Deutsche Konjunktur im Frühjahr 2014
Kiel, April 2014. 45 S. 18 Euro.
538. Konjunkturbereinigung der Länder: Eine Quasi-Echtzeitanalyse
am Beispiel Schleswig-Holsteins
Jens Boysen-Hogrefe
Kiel, Juni 2014. 16 S. 9 Euro.