

---

## Die Wirkung fiskalischer Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt

---

Oliver Bode

Rafael Gerke

Hannes Schellhorn

(alle Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung)

Arbeitspapier 01/2006<sup>\*)</sup>  
November 2009

\*) Die Arbeitspapiere geben die persönliche Meinung der Autoren wieder und nicht notwendigerweise die des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

## Die Wirkung fiskalischer Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt<sup>1)</sup>

### Motivation und Vorgehensweise

1. Über die Wirkungen und damit letztlich auch über die Angemessenheit diskretionärer Eingriffe der Fiskalpolitik in die konjunkturelle Entwicklung besteht nicht erst in jüngerer Zeit in der theoretischen und empirischen Literatur keine Einigkeit. Der Sachverständigenrat hat im vergangenen Jahresgutachten Berechnungen durchgeführt, mit denen sich Umfang und konjunkturelevante Ausrichtung diskretionärer Entscheidungen der Fiskalpolitik bemessen lassen. Zu diesem Zweck wurde die Änderung des um konjunkturelle Einflüsse sowie um bestimmte Sondereffekte bereinigten Primärsaldos des Staates als **Fiskalimpuls** in der jeweiligen Periode interpretiert (JG 2005 Ziffern 128 ff.). Weitergehende und für die wirtschaftspolitische Beratung grundlegende Fragen nach der Wirkungsweise fiskalpolitischer Impulse lassen sich mit einem solchen, notwendigerweise vereinfachenden Indikator naturgemäß nicht beantworten. Die folgende Untersuchung widmet sich der Frage, wie sich in einer bestimmten Periode auftretende fiskalpolitische Schocks in der kurzen und mittleren Frist auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung auswirken. In der Definition dieser Schocks, das heißt insbesondere in der Unterscheidung von „automatischen“ Effekten der Konjunktur auf die öffentliche Haushalte (automatische Stabilisatoren) und diskretionären Maßnahmen der Fiskalpolitik, schließt die Analyse unmittelbar an die früheren Berechnungen an. Während diese Berechnungen jedoch sämtliche fiskalpolitischen Entscheidungen in ihrer Wirkung auf den Finanzierungssaldo zusammenfassend betrachteten, werden im Folgenden fiskalpolitische Schocks in Form einer Änderung der (Netto-)Einnahmen und der Ausgaben des Staates separat betrachtet. Auf diese Weise lassen sich die Wirkungen etwa von Steuersenkungen (oder Erhöhungen der staatlichen Transfers) und von ausgabenseitigen Maßnahmen – etwa zusätzlicher staatlicher Investitionen – getrennt voneinander analysieren.

2. Um ein möglichst umfassendes Bild darüber zu gewinnen, wie (fiskalpolitische) Impulse sich im ökonomischen System ausbreiten, ist es hilfreich, die Gesamtwirtschaft als ein dynamisches stochastisches System zu interpretieren. Die Reaktion von nutzen- und gewinnmaximierenden Wirtschaftssubjekten auf solche einmaligen Schocks gibt dann detailliert Auskunft darüber, auf welche Weise sich exogene Impulse im zeitlichen Verlauf wichtiger makroökonomischer Variablen niederschlagen. Vor diesem Hintergrund sind vektorautoregressive Modelle (**VAR-Modelle**) ein geeignetes Analyseinstrument, da die empirisch ermittelten Anpassungspfade (Impuls-Antwort-Funktionen) gerade angeben, auf welche Weise sich exogene Schocks im Zeitablauf in der Gesamtwirtschaft ausbreiten. Die empirischen Anpassungspfade stellen insofern stilisierte Fakten hinsichtlich der Transmission fiskalischer Impulse in der Gesamtwirtschaft dar.

3. Grundsätzlich wirft die **Identifikation** fiskalpolitischer Schocks eine Reihe von Problemen auf. So können sich in der Änderung der staatlichen Einnahmen und Ausgaben in einer bestimmten Periode einerseits diskretionäre Maßnahmen der Fiskalpolitik niederschlagen; andererseits spiegelt sich in diesen Schwankungen zum Teil aber auch lediglich das Wirken der automatischen

---

<sup>1)</sup> Wir danken Katrin Forster, Martin Gasche, Bodo Herzog, Alexander Herzog-Stein, Stephan Kohns und Jörg Rahn für die ausführliche Diskussion des Papiers sowie Peter Bofinger, Wolfgang Franz, Bert Rürup, Beatrice Weder di Mauro und Wolfgang Wiegand für zahlreiche Kommentare. Für besonders wertvolle Hinweise und Anregungen danken die Autoren Kirsten Heppke-Falk, Jörn Tenhofen und Guntram Wolff. Verbleibende Fehler gehen allein zu unseren Lasten.

Stabilisatoren, das heißt die Reaktion der staatlichen Einnahmen und Ausgaben auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung wider. Die nachfolgende Analyse stützt sich auf empirische Schätzungen zum Zusammenhang zwischen gesamtwirtschaftlicher Entwicklung und der Bemessungsgrundlage wichtiger staatlicher Einnahmen und Ausgaben sowie auf institutionelle Informationen über das Steuer- und Transfersystem, um eine solche Unterscheidung vorzunehmen. Grundlegend für die Identifikation eines fiskalischen Schocks ist dabei eine Annahme bezüglich der Frage, in welcher Geschwindigkeit die Fiskalpolitik selbst auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung reagieren kann. Die Untersuchung basiert auf **Vierteljahresdaten** zur Entwicklung der staatlichen Einnahmen und Ausgaben. Von zentraler Bedeutung ist vor diesem Hintergrund die Beobachtung, dass die finanzpolitischen Entscheidungsträger nicht innerhalb eines Quartals einen diskretionären Eingriff in Reaktion auf einen exogenen Schock vornehmen können: Im Regelfall bedarf es einer größeren Zeitspanne, einen gesamtwirtschaftlichen Schock zu identifizieren, die Entscheidung hinsichtlich einer geeigneten Reaktion zu treffen und diese Entscheidung schließlich in Kraft treten zu lassen. Die in einer bestimmten Periode festgestellte Änderung fiskalischer Variablen lässt sich deshalb – hat man die direkten Effekte der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung ermittelt – als (nicht regelgebundener) fiskalpolitischer Schock interpretieren.

Schließlich ist zu beachten, dass gerade bei diskretionären fiskalpolitischen Maßnahmen im Regelfall eine Verzögerung vorliegt zwischen dem Zeitpunkt der Ankündigung einer Maßnahme und dem Zeitpunkt, zu welchem die Maßnahme in Kraft tritt. Die Wirtschaftssubjekte haben dann Zeit, sich auf die Maßnahme einzustellen und antizipieren in diesem Sinn fiskalpolitische Schocks. Empirisch könnte eine solche **Antizipation** fiskalpolitischer Vorhaben die Wirkung dieser Maßnahmen spürbar beeinflussen, was wiederum für deren wirtschaftspolitische Beurteilung von Bedeutung ist.

4. Im Unterschied zu der Untersuchung geldpolitischer Impulse im Rahmen von VAR-Modellen gibt es bislang überraschend wenige Studien zu den dynamischen Effekten von fiskalpolitischen Impulsen – bedenkt man die Bedeutung der Fragestellung für die praktische Wirtschaftspolitik. Vorwiegend wurden für die **Vereinigten Staaten** die Wirkungen fiskalpolitischer Schocks untersucht (für eine Übersicht siehe Kamps und Caldara, 2006). Hierbei zeigt die Mehrheit der Studien, dass eine Ausweitung der Staatsausgaben ebenso wie eine Reduktion der Steuereinnahmen zu einer Erhöhung des Bruttoinlandsprodukts führen. Differenzen bestehen allerdings hinsichtlich des Ausmaßes und der Persistenz der geschätzten Effekte.

Für **Deutschland** liegen nur wenige Analysen vor, wie beispielsweise die Studien von Scheremet (2001), Höppner (2003) sowie Perotti (2005). Qualitativ stimmen die Ergebnisse dieser Studien mit denen für die Vereinigten Staaten oder einzelner Länder des Euro-Raums überein (Marcellino, 2002; de Castro Fernández und Hernández de Cos, 2006). Während die genannten Untersuchungen zwar durchweg auf VAR-Modellen beruhen, gibt es wichtige Unterschiede im Detail: Dies betrifft zunächst die Identifikation der fiskalpolitischen Schocks sowie die Konstruktion der zu Grunde liegenden fiskalpolitischen Variablen. Die jeweils verwendeten Datensätze reichen aber nicht über das Jahr 2000 hinaus und beruhen mitunter ausschließlich auf Angaben für das frühere Bundesgebiet. Eine etwaige Antizipation fiskalpolitischer Entscheidungen wird nicht explizit betrachtet. Vor diesem Hintergrund besteht Bedarf für eine eigenständige Analyse. So hat

sich beispielsweise im Kontext dieser Analyse gezeigt, dass unter Verwendung eines Datensatzes, der den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2005 umfasst, einige der in der Vergangenheit genutzten Strategien, fiskalische Schocks zu identifizieren, zu qualitativ eher unplausiblen Ergebnissen führen. Darüber hinaus wurde bislang für Deutschland nicht untersucht, inwieweit die Antizipation einer diskretionären Steuererhöhung sich bereits im Vorfeld des Eintretens dieses Impulses auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung auswirkt. Die vorliegende Analyse stellt einen Schritt in diese Richtung dar.<sup>2)</sup> Als wesentliche **Ergebnisse** sind dabei festzuhalten, dass – wenig überraschend – durch diskretionäre Eingriffe seitens der Fiskalpolitik die konjunkturelle Entwicklung über mehrere Perioden hinweg beeinflusst wird: Sowohl im Anschluss an einen positiven Ausgabenchock als auch nach einer Reduktion der Steuereinnahmen lässt sich ein signifikanter Anstieg des Bruttoinlandsprodukts für mehrere Quartale erkennen. Im Vergleich zur internationalen Evidenz fällt die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts im deutschen Fall dabei in der Tendenz geringer aus und die Multiplikatoren sind durchweg kleiner als eins. Die explizite Berücksichtigung einer Antizipation einer Erhöhung der Steuereinnahmen dämpft im Vorfeld des Eintritts dieses Impulses leicht die gesamtwirtschaftliche Entwicklung.

## Datengrundlage

5. Den nachfolgenden Berechnungen liegen Quartalsdaten zur Entwicklung der staatlichen Einnahmen und Ausgaben für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2005 zugrunde. Die Definition der verwendeten Variablen (Staatsausgaben und Nettosteuern) entspricht dabei weitgehend dem in der verwandten Literatur üblicherweise anzutreffenden Vorgehen. Im Hinblick auf die Datenbasis wählt die vorliegende Untersuchung allerdings insofern ein eigenes Vorgehen, als Angaben der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) und der Finanzstatistik kombiniert werden, was einerseits eine Ausweitung des Untersuchungszeitraums bis zum Jahr 2005 und andererseits eine für die Analyse notwendige, disaggregierte Betrachtung der Entwicklung einzelner Steuerarten erlaubt. Die methodisch vergleichbaren Untersuchungen von Blanchard und Perotti (2002) für die Vereinigten Staaten sowie Perotti (2005) für eine Reihe von OECD-Ländern orientieren sich demgegenüber allein an Daten in der Abgrenzung der VGR, während die Untersuchungen von Höppner (2003) sowie Heppke-Falk, Tenhofen und Wolff (2006) ausschließlich auf finanzstatistischen Größen beruhen.

6. Die **staatlichen Ausgaben**, definiert als Summe aus Staatlichen Konsumausgaben und den Bruttoanlageinvestitionen des Staates, werden in vorliegender Untersuchung den vom Statistischen Bundesamt vierteljährlich publizierten Daten der VGR entnommen. Transfers an den privaten Sektor werden in dieser Definition nicht den staatlichen Ausgaben zugerechnet, denn bezüglich ihrer makroökonomischen Wirkungen weisen diese Leistungen – mit umgekehrtem Vorzeichen – eine größere Ähnlichkeit mit den Steuern und den Sozialbeiträgen auf (JG 2005 Ziffern 128 f.). Monetäre staatliche Transfers werden aus diesem Grund bei der Modellierung der staatlichen Einnahmen mit negativem Vorzeichen berücksichtigt, so dass sich die Variable **Nettosteuern** als Differenz von Steuereinnahmen und monetären staatlichen Transfers ergibt. Der Ermittlung der Netto-

---

<sup>2)</sup> In der (noch) nicht veröffentlichten Studie von Heppke-Falk, Tenhofen und Wolff (2006) werden unter Verwendung eines Datensatzes der Jahre von 1974 bis 2004 ebenfalls die Wirkungen fiskalpolitischer Schocks untersucht, wenn diese von den Individuen antizipiert wurden.

steuern liegen Vierteljahresdaten zum Staatskonto der VGR zugrunde, die vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, zur Verfügung gestellt werden.

Darauf hinzuweisen ist, dass die vom DIW bereitgestellten Daten sich nur auf den Zeitraum bis Ende des Jahres 2004 beziehen und beginnend mit dem Jahr 2005 keine Angaben mehr zur Verfügung stehen. Für die Zwecke dieser Untersuchung wurden die Werte für das Jahr 2005 mittels Interpolation aus den seitens des Statistischen Bundesamts zur Verfügung gestellten halbjährlichen Angaben zum Staatskonto konstruiert. Über einen längeren Zeitraum hinweg dürfte ein solches Vorgehen allerdings mit nicht tragbaren Informationsverlusten verbunden sein; insofern ist die Untersuchung auf Grundlage der DIW-Daten dauerhaft auf den hier betrachteten Zeitraum beschränkt.

Die staatlichen Transferzahlungen umfassen die monetären Sozialleistungen sowie die geleisteten Subventionen und Vermögenstransfers. Die sozialen Sachleistungen, die zu einem großen Teil aus Aufwendungen der Gesetzlichen Krankenversicherung für medizinische Leistungen bestehen, werden nach den Kriterien der VGR hingegen dem Staatskonsum und damit den staatlichen Ausgaben zugeordnet. Eine Betrachtung der staatlichen Zinsausgaben bleibt in vorliegender Untersuchung ausgeklammert, weil Änderungen in dieser Größe nur schwer auf diskretionäre Entscheidungen der Fiskalpolitik der laufenden Periode zurückgeführt werden können und weil außerdem zweifelhaft ist, ob die vom Staat an den privaten Sektor geleisteten Zinszahlungen als Erhöhung der privaten Ressourcen zu interpretieren sind (JG 2005 Ziffer 129). Dies entspricht dem Vorgehen von Perotti (2005) sowie von de Castro Fernández und Hernández de Cos (2006), während beispielsweise Blanchard und Perotti (2002) die empfangenen Zinsen als Ressourcenzuwachs auf Seiten der privaten Gläubiger – und damit äquivalent zu einem monetären Transfer des Staates – interpretieren. Ob die Ergebnisse sensitiv auf die Berücksichtigung oder Vernachlässigung der staatlichen Zinsausgaben reagieren, wird im Rahmen einer Robustheitsanalyse überprüft (Ziffern 34 ff.).

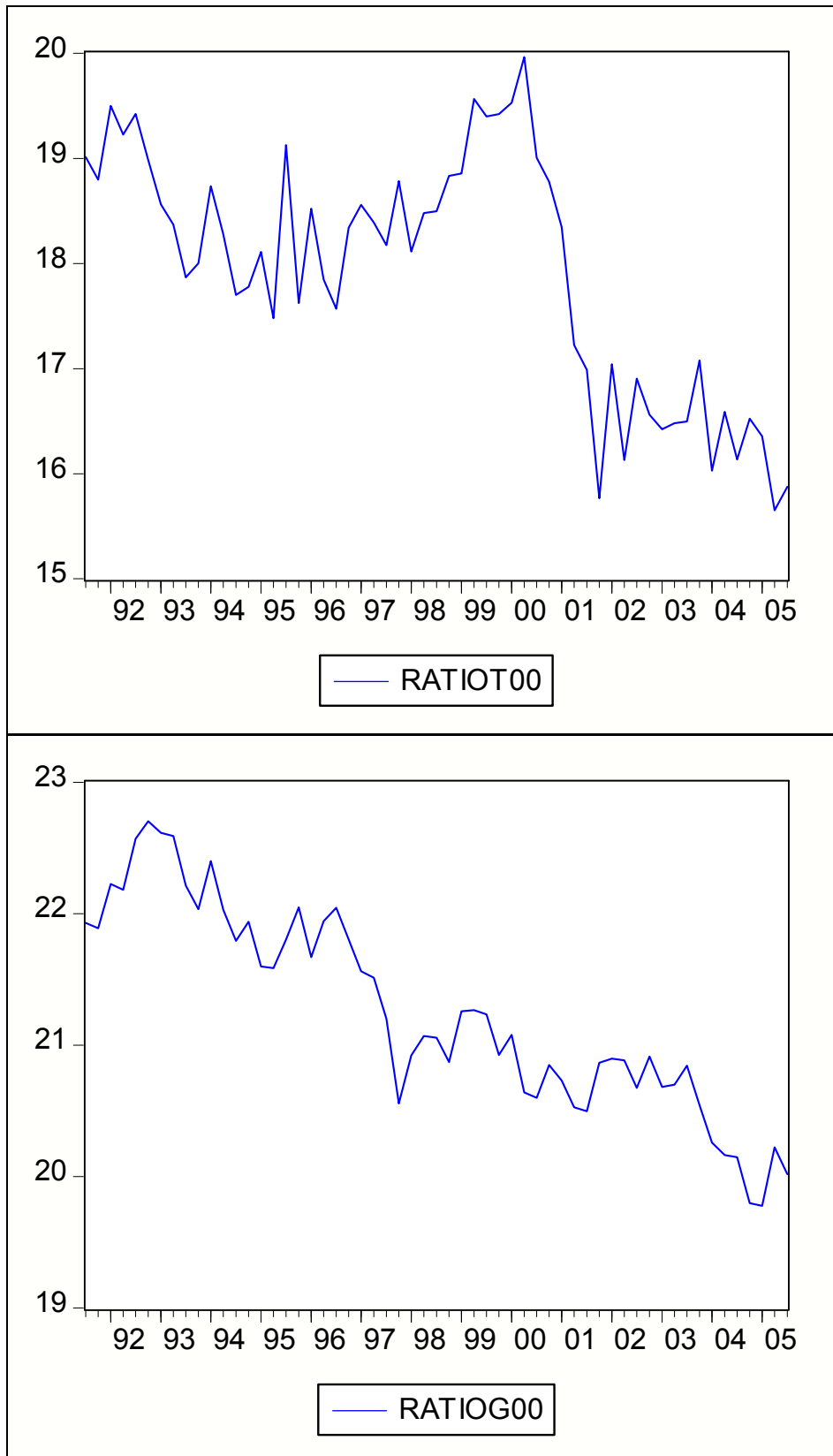
7. Zu beachten ist, dass die VGR im Hinblick auf die Steuereinnahmen lediglich zwischen der Summe der direkten Steuern einerseits und der indirekten Steuern andererseits unterscheiden. Die Identifikation konjunkturbedingter Schwankungen des Steueraufkommens erfordert allerdings eine separate Betrachtung etwa des Aufkommens der Lohnsteuer und der Unternehmenssteuern, die in den Kategorien der VGR beide den direkten Steuern zugeordnet werden und insofern in diesem Datensatz nicht ohne weiteres unterscheidbar sind. Aus diesem Grund wird bei der Konstruktion der Nettosteuern auf Quartalsdaten zum **kassenmäßigen Aufkommen** der einzelnen Steuerarten zurückgegriffen.

Im Grundsatz ließen sich die finanzstatistischen Angaben in die Entwicklung der Einnahmen in der Abgrenzung der VGR überführen, wobei in diesem Zusammenhang insbesondere eine Phasenverschiebung des kassenmäßigen Aufkommens von Bedeutung ist (JG 2004 Ziffer 739). Die Ergebnisse weichen in beiden Fällen allerdings kaum voneinander ab. Die Variablen werden saisonbereinigt und unter Verwendung des Deflators des Bruttoinlandsprodukts in reale Größen überführt. Die Verwendung spezifischer Deflatoren für die staatlichen Konsumausgaben und die staatlichen Investitionen beeinflusst die Ergebnisse ebenfalls kaum, so dass auf dieses Vorgehen hier – wie auch in der verwandten Literatur – verzichtet wird.

8. Sowohl die Nettosteuern als auch die Staatsausgaben, dargestellt jeweils im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt, weisen in der längerfristigen Betrachtung seit dem Jahr 1991 einen **Rückgang** auf (Schaubild 1). Dieser auf den ersten Blick überraschende Befund ist auf die vorgenommene Abgrenzung der verwendeten Variablen zurückzuführen, weil die Variable Nettosteuern durch staatliche Transfers, bei denen im Untersuchungszeitraum tatsächlich ein deutlicher Anstieg

Schaubild 1

**Nettosteuern (RATIOT00) und Staatsausgaben (RATIOG00)  
im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt (vH)**



zu verzeichnen war, gemindert wird. Der markante Rückgang der Nettosteuern im Jahr 2001 war zum einen auf die in diesem Jahr in Kraft getretene Unternehmenssteuerreform zurückzuführen; zum anderen hatten die Einnahmen aus den ertragsabhängigen Steuern in den Quartalen zuvor ein außergewöhnlich hohes Niveau aufgewiesen (Kremer und Wendorff, 2004). Seitdem ist zwar bei den Einnahmen aus den Unternehmenssteuern wieder ein Anstieg festzustellen. Dem stand jedoch die seit dem Jahr 2001 in mehreren Stufen vollzogene Senkung des Einkommensteuertarifs gegenüber, und in der Folge verharrten die Nettosteureinnahmen insgesamt auf einem geringeren Niveau. Mit Blick auf die Staatsausgabenquote lässt sich im hier betrachteten Zeitraum ebenfalls ein negativer Trend feststellen. Dieser Rückgang ist im Wesentlichen auf die Entwicklung der staatlichen Investitionen zurückzuführen, die ausgehend von einem sehr hohen Niveau nach der deutschen Vereinigung zwischenzeitlich deutlich zurückgeführt worden sind.

### Methodische Grundlagen

9. Der Untersuchung der Effekte fiskalischer Impulse auf das Bruttoinlandsprodukt – zunächst ohne explizite Berücksichtigung einer etwaigen Vorwegnahme fiskalischer Impulse – liegt das folgende VAR-Modell mit  $p$  Lags zugrunde:

$$\mathbf{y}_t = \Gamma_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

Hierbei bezeichnen  $\mathbf{y}_t = (\ln BIP_t, \ln G_t, \ln T_t)'$  den dreidimensionalen Zeitreihenvektor der ökonomischen Variablen (Bruttoinlandsprodukt, Staatsausgaben und Nettosteuern) und  $\mathbf{u}_t = (bip_t, g_t, t_t)'$  den zugehörigen Störgrößenvektor, für den  $\mathbf{Cov}(\mathbf{u}_t) = \Sigma$  gilt. Die  $\Gamma_i, i = 1, \dots, p$ , stellen quadratische Koeffizientenmatrizen der Ordnung drei dar.

Das obige VAR-Modell kann als reduzierte Form des folgenden vektorautoregressiven Modells in struktureller Form verstanden werden:

$$\mathbf{A} \mathbf{y}_t = \mathbf{C}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{C}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

wobei  $\Gamma_i = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{C}_i, i = 1, \dots, p$ , und  $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t, t = 1, \dots, T$ , gilt.  $\mathbf{A}$  und  $\mathbf{B}$  bezeichnen in diesem Zusammenhang quadratische Matrizen der Ordnung drei. Für den Vektor der strukturellen Schocks  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_t^{BIP}, \varepsilon_t^G, \varepsilon_t^T)'$  wird unterstellt, dass  $\mathbf{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{I}_3$ , wobei  $\mathbf{I}_3$  die dreidimensionale Einheitsmatrix bezeichnet. Dies entspricht der Annahme, dass die strukturellen Schocks – im Unterschied zu den Störgrößen der reduzierten Form – untereinander unkorreliert sind.<sup>3)</sup>

10. Zur **Identifikation** der strukturellen (fiskalischen) Schocks werden im Weiteren zusätzlich die folgenden Annahmen getroffen:

$$bip_t - c_2 g_t - c_1 t_t = \varepsilon_t^{BIP} \quad (3)$$

<sup>3)</sup> Diese Annahme ist nötig, um die Wirkungen von Schocks auf das System isoliert voneinander untersuchen zu können. Die Verwendung der Einheitsmatrix stellt eine Normalisierung der Varianz der strukturellen Störgrößen auf den Wert Eins dar.

$$-b_1 bip_t + g_t = \varepsilon_t^G + b_2 \varepsilon_t^T \quad (4)$$

$$-a_1 bip_t + t_t = a_2 \varepsilon_t^G + \varepsilon_t^T. \quad (5)$$

Gleichung (3) kann hier wie folgt interpretiert werden: Unerwartete Veränderungen des Bruttoinlandsprodukts können kontemporär durch unerwartete Veränderungen der Staatsausgaben, durch unerwartete Veränderungen der Steuern sowie durch einen strukturellen BIP-Schock hervorgerufen werden. Die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  geben dabei den kontemporären Effekt einer Einnahmebeziehungsweise einer Ausgabenveränderung auf das Bruttoinlandsprodukt an. Die Gleichungen für die Staatsausgaben (4) und für die Nettosteuern (4) lassen sich analog interpretieren.

Die Gleichungen (3) bis (5) lassen sich in kompakter Schreibweise darstellen als

$$\mathbf{A} \mathbf{u}_t = \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (6)$$

mit

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & -c_2 & -c_1 \\ -b_1 & 1 & 0 \\ -a_1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ und } \mathbf{B} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & b_2 \\ 0 & a_2 & 1 \end{pmatrix}.$$

Das hier zugrunde gelegte Identifikationsschema ist an Blanchard und Perotti (2002) angelehnt. Diese Arbeit ist zum gegenwärtigen Stand der Forschung als richtungsweisend zu beurteilen und wird in einer Reihe von Studien als Referenz herangezogen.

Im Kontext der Identifikation fiskalischer Impulse sind prinzipiell unterschiedliche Herangehensweisen möglich (Kamps und Caldara, 2006). Eine Reihe von Analysen trifft hierzu – mehrheitlich im Rahmen von Studien für die Vereinigten Staaten – spezifische Annahmen hinsichtlich der kurzfristigen Reaktion ausgesuchter Variablen auf fiskalpolitische Impulse (Fatás und Mihov, 2001, Blanchard und Perotti, 2002, Canzoneri, Cumby und Diba, 2002, Galí, López-Salido und Vallés, 2005). Andere Studien ziehen detaillierte Informationen zum Steuersystem oder detaillierte Informationen zu spezifischen Politikentscheidungen (in diesem Kontext vornehmlich Kriegen) heran, um unter Rückgriff auf Dummy-Variablen eine Identifikation zu gewährleisten (Ramey und Shapiro, 1998, Edelberg, Eichenbaum und Fisher, 1999, Burnside, Eichenbaum und Fisher, 2003). Eine weitere Möglichkeit besteht schließlich darin, mittels geeigneter „Vorzeichen-Restriktionen“ (sign restrictions) fiskalpolitische Impulse zu identifizieren (Mountford und Uhlig, 2005). Hierbei erlegt man den Impuls-Antwort-Funktionen qualitative Restriktionen auf, die gewährleisten, dass bestimmte Variablen auf spezifische Schocks mit einem a priori plausiblen Vorzeichen reagieren.

**11.** Zur Berechnung der Parameter in den Matrizen  $\mathbf{A}$  und  $\mathbf{B}$  stehen a priori zwei Wege offen: Einerseits können die Parameter im Rahmen des strukturellen VAR-Modells mit Hilfe einer Maximum-Likelihood-Schätzung berechnet werden, andererseits durch externe Informationen bestimmt und mittels Einzelgleichungsansätzen geschätzt werden. Der Vorteil der zweiten Vorgehensweise besteht darin, dass eine Reihe zusätzlicher Informationen in das VAR-Modell miteinbezogen werden kann, was sich im Kontext der vorliegenden Fragestellung als vorteilhaft erweist. Im Folgenden werden daher in Anlehnung an Blanchard und Perotti (2002) die Parameter  $a_1$ ,  $b_1$ ,  $c_1$  und  $c_2$



außerhalb des VAR-Modells bestimmt, während die Parameter  $a_2$  und  $b_2$  im Rahmen des VAR-Modells geschätzt werden.<sup>4)</sup>

**12.** Die Identifikation der strukturellen (fiskalischen) Schocks erfolgt in drei Schritten: Unter Rückgriff auf institutionelle Informationen über das Steuer- und Transfersystem werden in einem **ersten Schritt** die Parameter  $a_1$  und  $b_1$  bestimmt. Hierbei ist zunächst zu beachten, dass diese Koeffizienten a priori zwei unterschiedliche Sachverhalte widerspiegeln können: Einerseits die Wirkung der automatischen Stabilisatoren, das heißt kontemporäre Einflüsse der konjunkturellen Entwicklung auf Nettosteuern und staatliche Ausgaben; und andererseits die diskretionäre Reaktion der Fiskalpolitik auf unerwartete (exogene) Veränderungen der gesamtwirtschaftlichen Aktivität innerhalb des jeweiligen Quartals. Grundlegend für die Identifikation der fiskalischen Schocks ist nun die Überlegung, dass die Verwendung von Quartalsdaten den zweiten Zusammenhang faktisch ausschließt. Dies ergibt sich aus der Beobachtung, dass die fiskalpolitischen Entscheidungsträger in der Praxis nicht innerhalb eines Quartals in der Lage sein dürften, auf einen „BIP-Schock“ mit einem diskretionären Impuls zu reagieren: Im Regelfall dürfte es länger als ein Quartal dauern, einen solchen gesamtwirtschaftlichen Schock zu identifizieren, die Entscheidung über eine geeignete Reaktion zu treffen und die Maßnahme unter Berücksichtigung legislativer Abläufe letztlich in Kraft treten zu lassen.

Vor diesem Hintergrund ist die Annahme zulässig, dass der Parameter  $a_1$  ausschließlich den „automatischen“ Einfluss der konjunkturellen Entwicklung auf die fiskalischen Variablen abbildet, und nicht den diskretionären Einfluss in Form stabilisierungspolitisch motivierter Entscheidungen der Fiskalpolitik. Der automatische Effekt der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung auf die betrachteten Variablen lässt sich dann empirisch ermitteln, indem man die Elastizität der Nettosteuern und die Elastizität der staatlichen Ausgaben in Bezug auf das Bruttoinlandsprodukt bestimmt (Kasten 1).

Bezeichnet man im Folgenden das Aufkommen der Steuer  $i$  mit  $\tilde{T}_i$  und das Gesamtaufkommen mit  $\tilde{T}$ , lässt sich die Elastizität der Nettosteuer  $\tilde{T}$  in Bezug auf das Bruttoinlandsprodukt,  $a_1$ , wie folgt berechnen:

$$a_1 = \sum_{i=1}^N \left( \eta_{T_i, B_i} \eta_{B_i, BIP} \frac{\tilde{T}_i}{\tilde{T}} \right), \quad (7)$$

wobei  $\eta_{T_i, B_i}$  die Elastizität der Steuer  $i$  in Bezug auf ihre Bemessungsgrundlage  $B_i$  und  $\eta_{B_i, BIP}$  die Elastizität dieser Bemessungsgrundlage auf das Bruttoinlandsprodukt bezeichnet. Für die Sozialversicherungsbeiträge und für die monetären staatlichen Transfers – letztere gehen in die Nettosteuern mit einem negativen Vorzeichen ein – gilt das Gesagte analog.

<sup>4)</sup> In einer zweiten Variante werden auch die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  im Rahmen des VAR-Modells geschätzt.

Zu beachten ist zudem, dass die Staatsausgaben in der Abgrenzung dieser Untersuchung lediglich den Staatskonsum sowie die staatlichen Investitionen umfassen, die staatlichen Transfers hingegen – mit negativem Vorzeichen – den Nettosteuern zugeordnet werden. Nimmt man an, dass die konjunktur reagiblen Komponenten auf der Ausgabenseite der öffentlichen Haushalte ganz überwiegend aus den Transfers an die privaten Haushalte (etwa in Form der Arbeitslosenunterstützung) bestehen, „vereinfacht“ sich die Berechnung des Parameters  $b_1$  erheblich: Er wird null gesetzt, da hinsichtlich der Staatsausgaben unter dieser Voraussetzung keine automatischen Stabilisatoren wirksam sind.

#### Kasten 1

### Die Berechnung zur Konjunkturbereinigung verwendeter Elastizitäten

Die Elastizität der makroökonomischen Bemessungsgrundlage konjunktur reagibler Einnahmen und Ausgaben des Staates in Bezug auf das Bruttoinlandsprodukt ( $\eta_{B_i, BIP}$ ) wurde für den betrachteten Zeitraum mittels dynamischer Einzelgleichungen in Differenzen geschätzt (Tabelle 1).

Als makroökonomische Bemessungsgrundlage der Lohnsteuer und der Sozialversicherungsbeiträge dient dabei die durchschnittliche Bruttolohn- und -gehaltssumme je beschäftigten Arbeitnehmer; als Bemessungsgrundlage der ertragsabhängigen Steuern – veranlagter Einkommensteuer, Körperschaftsteuer und Gewerbesteuer – die Unternehmens- und Vermögenseinkommen; als Bemessungsgrundlage der indirekten Mengensteuern die realen Privaten Konsumausgaben; als Bemessungsgrundlage der indirekten Wertsteuern die nominalen Privaten Konsumausgaben und als Bemessungsgrundlage des Arbeitslosengelds die Anzahl der Arbeitslosen. Einzelheiten finden sich in Anhang IV. D. des Jahresgutachtens 2006/07 des Sachverständigenrates, in welchem das – im Wesentlichen vergleichbare – Vorgehen der Konjunkturbereinigung staatlicher Einnahmen und Ausgaben bei der Ermittlung struktureller Defizite beschrieben wird. Im Rahmen der Interpretation der ausgewiesenen Elastizitäten ist zu beachten, dass diese die kontemporäre, also die **innerhalb des entsprechenden Quartals** empirisch zu beobachtende Beziehung zwischen Bruttoinlandsprodukt und jeweiliger makroökonomischer Bemessungsgrundlage abbilden. Dies erklärt die vergleichsweise geringe Sensitivität, mit der etwa die Arbeitsmarktentwicklung und damit auch die Höhe der Bruttolöhne und -gehälter auf Änderungen des Bruttoinlandsprodukts im selben Quartal reagieren. Zu im Absolutbetrag höheren Elastizitäten würde man gelangen, wenn die Beziehung zwischen Bruttoinlandsprodukt und makroökonomischer Bemessungsgrundlage innerhalb eines längeren Zeitraums – beispielsweise innerhalb eines Jahres – betrachtet würde.

Die Elastizität des Aufkommens der einzelnen Steuern in Bezug auf die jeweilige makroökonomische Bemessungsgrundlage ( $\eta_{T_i, B_i}$ ), die erste Elastizität im Produkt in Gleichung (7), ließe sich im Grundsatz auf dem Wege einer vergleichbaren Schätzung ermitteln. Das Problem besteht jedoch darin, dass die empirische Beziehung zwischen Bemessungsgrundlage einerseits und Steuereinnahmen andererseits auch – und wesentlich – bestimmt wird durch die Höhe der Steuersätze sowie die Definition der steuerrechtlichen Bemessungsgrundlage, die im Zeitraum dieser Untersuchung bedeutsamen und in der empirischen Schätzung schwer zu kontrollierenden Einflüssen in Form von Steuerrechtsänderungen unterlagen. Aus diesem Grund basiert die Ermittlung dieser Elastizitäten auf institutionellen Informationen: Die Elastizität der Sozialversicherungsbeiträge in Bezug auf die Bruttolöhne und -gehälter und die Elastizität der indirekten Steuern in Bezug auf die nominalen (Wertsteuern) beziehungsweise die realen Privaten Konsumausgaben (Mengensteuern) wer-

den auf eins gesetzt, weil es sich in diesen Fällen näherungsweise um proportionale Abgaben handelt. Für die Elastizität der ertragsabhängigen Steuern in Bezug auf die Unternehmens- und Vermögenseinkommen wird ein Wert von null unterstellt, weil sich die Höhe der von den Steuerpflichtigen geleisteten Vorauszahlungen an den Unternehmensergebnissen der Vergangenheit bemisst und es erst mit Verzögerung von in der Regel mehr als einem Quartal zu einer endgültigen Festsetzung der Steuerschuld und entsprechenden Nachzahlungen beziehungsweise Erstattungen der Steuerpflichtigen kommt. Beispiele für ein ähnliches methodisches Vorgehen finden sich bei Girouard und André (2005), Grossmann und Prammer (2005) sowie bei Kremer et al. (2006).

Tabelle 1

Elastizitäten  $\eta_{T_i, B_i}$  und  $\eta_{B_i, BIP}$  sowie der Parameter  $a_1$ 

	dT/T / dB/B	dB/B / dBIP/BIP	Gewichtete Elastizität	a1
<b>IndWSt</b>	1,00	0,40	0,16	
<b>IndMSt</b>	1,00	0,58	0,10	
<b>LSt</b>	1,70	0,09	0,07	
<b>ESt</b>	0,00	3,13	0,00	
<b>KSt</b>	0,00	3,13	0,00	
<b>GewSt</b>	0,00	3,13	0,00	
<b>Sozbei</b>	1,00	0,09	0,08	
<b>ALGeld</b>	0,99	-0,48	-0,05	
				<b>0,46</b>

Anmerkungen: Die Variablen LSt, ESt und KSt verstehen sich als Aufkommen der Lohnsteuer, der veranlagten Einkommensteuer und der Körperschaftsteuer, jeweils einschließlich anteiligem Solidaritätszuschlag; die Variable ESt versteht sich als Aufkommen der veranlagten Einkommensteuer (vor Abzug von Erstattungen an Arbeitnehmer und anderen Verrechnungen) zuzüglich des Aufkommens der nicht veranlagten Steuern vom Ertrag und des Zinsabschlags.

Für die Elastizität des Aufkommens der Lohnsteuer in Bezug auf die makroökonomische Bemessungsgrundlage der Bruttolöhne und -gehälter schließlich wird ein Wert von rund 1,7 unterstellt. Dieser Wert entspricht dem Durchschnitt der Aufkommenselastizitäten, die sich für das durchschnittliche zu versteuernde Einkommen von Steuerpflichtigen mit positiven Einkünften aus nicht-selbständiger Arbeit im Zeitraum der Jahre 1991 bis 2005 ergeben, wenn man den jeweils gültigen Einkommensteuertarif zugrundelegt.

**13.** In einem **zweiten Schritt** werden der kontemporäre Einfluss der Steuern und der Staatsausgaben auf das Bruttoinlandsprodukt, mithin die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  bestimmt, wobei im Rahmen dieser Arbeit zwei unterschiedliche Vorgehensweisen gewählt werden. Zunächst werden mit Hilfe der Parameter  $a_1$  und  $b_1$  die Instrumentvariablen  $t'_t \equiv t_t - a_1 bip_t$  und  $g'_t \equiv g_t - b_1 bip_t = g_t$  konstruiert, die dann zur konsistenten Schätzung der Koeffizienten  $c_1$  und  $c_2$  in Gleichung (3) herangezogen werden. Dieses Vorgehen berücksichtigt das Endogenitätsproblem, das in den Gleichungen (3) bis (5) ersichtlich ist, und wurde im Grundsatz auch von Blanchard und Perotti (2002) gewählt.<sup>5)</sup> In einer zweiten Variante werden die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  im Rahmen des strukturellen

<sup>5)</sup> Im Unterschied zu Blanchard und Perotti (2002) wird der Parameter  $a_1$  in vorliegender Untersuchung jedoch als zeitinvariant unterstellt. Zur Konstanz der Aufkommenselastizität im Zeitablauf siehe auch Büttner et al. (2006).

VAR-Modells mittels einer Maximum-Likelihood-Schätzung berechnet. (In dieser Variante fallen der zweite und der folgende dritte Schritt zusammen.)

**14.** Schließlich werden in einem **dritten Schritt** die Parameter  $a_2$  und  $b_2$  bestimmt. Die Schätzung dieser Parameter bringt jedoch insofern ein Identifikationsproblem mit sich, als bei einer simultanen Steuer- und Ausgabenerhöhung der öffentlichen Hand nicht geklärt werden kann, ob die Steuern auf die Erhöhung der Staatsausgaben reagieren oder umgekehrt. Der Parameterschätzung stehen deshalb zwei unterschiedliche Vorgehensweisen (in Form von Annahmen) offen: Einmal wird zunächst  $b_2$  null gesetzt und  $a_2$  geschätzt, alternativ wird gerade umgekehrt vorgegangen. Eine Sensitivitätsanalyse hat gezeigt, dass die wesentlichen Ergebnisse unverändert gelten, wenn anstatt der ersten die zweite Option gewählt wird.

**15.** Nach der Identifikation des strukturellen VAR-Modells können die Wirkungen der strukturellen Schocks analysiert werden. Dies geschieht mittels Impuls-Antwort-Funktionen, die angeben, wie eine bestimmte Variable auf einen einmaligen Schock einer strukturellen Störgröße im Zeitablauf reagiert (JG 2004 Ziffer 827).

**16.** Von zentraler Bedeutung für die Spezifikation des VAR-Modells ist möglicherweise, wie ein etwaiger den Variablen zugrunde liegender Trend modelliert wird. Um genauere Aufschlüsse darüber zu erlangen, wie die langfristige Entwicklung der Variablen adäquat abzubilden ist, wurde eine Reihe von **Einheitswurzel-Tests** durchgeführt. Dabei zeigte sich, dass einschlägige Teststatistiken keine eindeutigen Aussagen darüber zulassen, ob für die jeweiligen Variablen ein deterministischer oder ein stochastischer Trend vorliegt. Vor dem Hintergrund dieser Testergebnisse wird das VAR-Modell daher im Folgenden auf zweierlei Weise spezifiziert: Im Rahmen der ersten Variante wird angenommen, dass die Variablen einem stochastischen Trend unterliegen. Das VAR-Modell enthält daher in dieser Variante lediglich einen Absolutterm. Im Rahmen der zweiten Variante wird unterstellt, dass der Trend deterministischer Natur ist. In das VAR-Modell wird daher zusätzlich ein linearer Trend einbezogen. Beide Varianten enthalten jeweils vier Lags.

### Quantifizierung der kontemporären Effekte

**17.** Für den Parameter  $a_1$  als Elastizität der Nettosteuern in Bezug auf das Bruttoinlandsprodukt resultiert ein Wert von 0,46 (Tabelle 1), der Parameter  $b_1$  wird null gesetzt. Die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  werden auf Grundlage von Gleichung (3) unter Verwendung der konstruierten Instrumente  $t'_i$  und  $g'_i$  mittels eines zweistufigen Kleinste-Quadrate-Ansatzes geschätzt.<sup>6</sup> Diese Schätzung zeigt, dass für den Parameter  $c_2$  ein plausibles Ergebnis resultiert: Danach erhöht sich das Bruttoinlandsprodukt in dem Quartal, in dem eine Ausgabenerhöhung in Höhe eines Euro getätigt wird, ebenfalls um rund einen Euro.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu beachten, dass der Parameter  $c_2$  aus einer partiellen Elastizität abgeleitet wird. Eine etwaige Rückkoppelung auf andere Variablen – wie sie im VAR-Modell abgebildet ist – wird in den Einzelgleichungen nicht berücksichtigt. Dies erklärt, weshalb die unmittelbare Reaktion des Bruttoinlandsprodukts im Anschluss an den Ausgabenimpuls in den

---

<sup>6</sup> Eine einfache Kleinste-Quadrate-Schätzung unter Einbeziehung der Instrumentvariablen führt zu sehr ähnlichen Ergebnissen.

nachfolgenden Schaubildern einen geringeren Wert als eins aufweist. Dasselbe Argument gilt in analoger Weise für die Nettosteuern.

Der Schätzwert des Parameters  $c_1$  weist zunächst ein positives Vorzeichen auf: Eine unvorhergesehene Erhöhung der Steuereinnahmen um einen Euro erhöht das Bruttoinlandsprodukt im laufenden Quartal um rund 0,3 Euro. Der Schätzwert überrascht insofern, als die eingangs genannten empirischen Studien zu den Auswirkungen diskretionärer Fiskalpolitik im Regelfall Ergebnisse liefern, die eher mit einer keynesianischen Modellwelt kompatibel sind ( $c_1 < 0$ ). Zwar liegen in einzelnen empirischen Studien für Deutschland auch Hinweise auf diese Form eines nicht-keynesianischen Effekts ( $c_1 > 0$ ) vor, wie etwa in Krusec (2003), Perotti (2005) oder Heppke-Falk, Tenhofen und Wolff (2006), doch die genannten Studien zeigen ebenfalls, dass dieser Befund von der jeweiligen Spezifikation sowie dem gewählten Schätzzeitraum abhängig ist, mitunter nicht signifikant ausfällt und somit nicht allgemein gilt. Es stellt sich daher unmittelbar die Frage, inwieweit das positive Vorzeichen des Parameters  $c_1$  in der vorliegenden Untersuchung als robust zu werten ist. Diese Frage stellt sich umso mehr, als nach gegenwärtigem Stand der Forschung davon auszugehen ist, dass nicht-keynesianische Effekte nur in solchen Perioden auftreten, die – zumindest aus finanzpolitischer Sicht – „Besonderheiten“ aufweisen und nicht als „Regelfall“ zu interpretieren sind (JG 2003 Ziffern 805 ff., Galí, López-Salido und Vallés, 2005).

Die Frage der konjunkturellen Effekte fiskalpolitischer Maßnahmen ist vor dem Hintergrund der in einigen europäischen Ländern beobachtbaren gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen von Konsolidierungsphasen in einer Vielzahl von Studien aus einem ergänzenden Blickwinkel untersucht worden. Motivation hierfür war, dass in einigen Ländern beachtliche Konsolidierungserfolge über eine Verringerung der konjunkturbereinigten Primärdefizite durchaus nicht zwangsläufig von negativen konjunkturellen Auswirkungen dieser Maßnahmen konterkariert wurden. Zum Teil gingen die Konsolidierungen, wie beispielsweise in Finnland, mit einer positiven konjunkturellen Entwicklung einher. In den achtziger Jahren ließen sich in Ländern wie Dänemark und Irland Konsolidierungsperioden identifizieren, deren Auswirkungen nicht dem üblichen keynesianischen Muster entsprachen (Giavazzi und Pagano, 1990; Weyerstrass et al., 2006).

**18.** Hinsichtlich der Überprüfung des Schätzwerts  $\hat{c}_1$  auf Robustheit liegt es nahe, die bereits genannte Instrumentvariablen-Schätzung (IV-Schätzung) zu variieren. Verwendet man anstatt der Instrumentvariablen  $t'_i$  als Instrumente zeitlich verzögerte Residuen  $t_{t-i}$ , so ist für eine Reihe von IV-Schätzungen ein Vorzeichenwechsel zu beobachten. Insgesamt zeigt sich, dass die Schätzwerte  $\hat{c}_1$  von der Instrumentierung beeinflusst werden, während die Schätzwerte  $\hat{c}_2$  insgesamt nur wenig variieren.

Als Ergänzung zu den genannten IV-Schätzungen und als weitere Überprüfung der Sensitivität der Ergebnisse werden daher die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  schließlich mit Hilfe einer Maximum-Likelihood-Schätzung im Rahmen des strukturellen VAR-Modells – für gegebene Parameter  $a_1$  und  $b_1$  – berechnet. Hierbei zeigen sich keinerlei Hinweise auf nicht-keynesianische Effekte ( $c_1$  ist also kleiner null), die expansiven Wirkungen des Parameters  $c_2$  fallen indes geringer aus als im Rahmen der IV-Schätzung.

**19.** Gegeben die Bandbreite der Schätzungen des Parameters  $c_1$  – die Ergebnisse weisen auf einen negativen Impuls in der ersten Periode von bis zu zwei Euro hin – wird eine „mittlere

Variante“ gewählt, in welcher der Parameter  $c_1$  einen Wert von minus Eins annimmt und damit dem Betrag nach dem Parameter  $c_2$  entspricht. Dies lässt sich insoweit begründen, als in den vorliegenden Studien keine zwingenden Hinweise vorliegen, wonach das Bruttoinlandsprodukt in Deutschland unmittelbar schneller und stärker auf einen Einnahmeschock als auf einen Ausgabenchock reagiert.<sup>7)</sup> Den weiteren Ausführungen wird diese „mittlere Variante“ zugrunde gelegt. Die Annahme einer „mittleren Variante“ ist dabei weniger kritikanfällig, als es zunächst vielleicht den Anschein hat: Die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf einen Steuerimpuls verändert sich qualitativ nicht, wenn unterschiedliche negative Werte aus dem oben genannten Bereich für den Parameter  $c_1$  herangezogen werden. Darüber hinaus fallen, auf Grund der bereits erwähnten simultanen Reaktionen der Variablen auf einen gegebenen fiskalischen Impuls, die quantitativen Veränderungen deutlich geringer aus, als eine Variation des Parameters  $c_1$  zunächst erwarten ließe. Die vorliegenden Schätzungen (einschließlich der durchgeführten Sensitivitätsanalysen) geben daher wenig Anlass zu der Vermutung, dass nicht-keynesianische Effekte eine prototypische Reaktion darstellen.

### Quantifizierung der dynamischen Effekte

**20.** Die dynamischen Wirkungen der fiskalpolitischen Impulse im Zeitverlauf lassen sich mit Hilfe der Impuls-Antwort-Funktionen veranschaulichen. Dargestellt werden hierbei sowohl die Ergebnisse der Variante mit stochastischem Trend als auch der Variante mit deterministischem Trend, wobei der Parameter  $a_2$  im Rahmen des VAR-Modell geschätzt wird und der Parameter  $b_2$  null gesetzt wurde. Wie bereits ausgeführt, können im Rahmen des vorliegenden Ansatzes die Parameter  $a_2$  und  $b_2$  nicht eindeutig identifiziert werden: Reagieren die Nettosteuern auf eine Veränderung der Staatsausgaben, gilt also  $a_2 \neq 0$  und  $b_2 = 0$ , oder gilt der umgekehrte Fall ( $b_2 \neq 0$  und  $a_2 = 0$ )? Es zeigt sich indes, dass die wesentlichen Ergebnisse unberührt von der Annahme bleiben, ob der erste oder zweite Fall vorliegt.

### *Dynamische Effekte eines expansiven Staatsausgabenschocks*

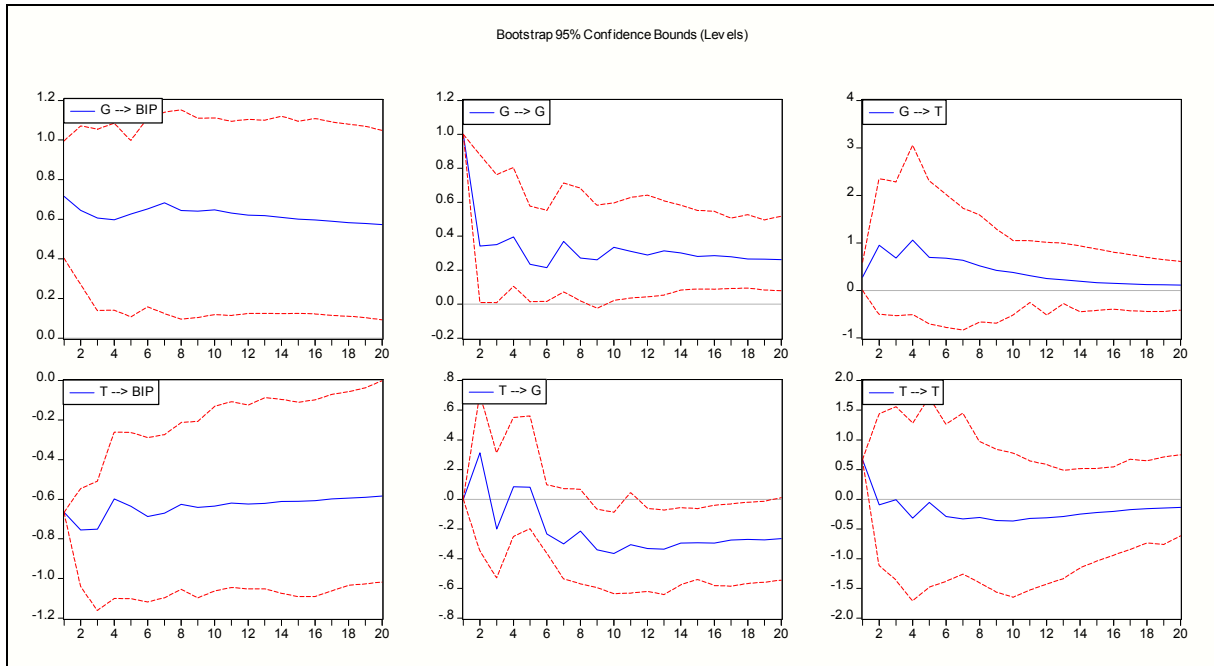
**21.** Die Reaktionen der in das VAR-Modell einbezogenen Variablen lassen einen plausiblen Verlauf erkennen: Sowohl das Bruttoinlandsprodukt als auch die Staatsausgaben steigen im Anschluss an einen expansiven Ausgabenchock (Schaubild 2 (stochastischer Trend) und Schaubild 3 (deterministischer Trend)). Die Nettosteuern nehmen ebenfalls im Anschluss an den expansiven Ausgabenimpuls zu, wenngleich ihre Reaktion sich weder in der Variante mit Trend noch in der Variante ohne Trend als signifikant erweist. Die Impuls-Antwort-Funktionen stellen dabei die Reaktion der jeweiligen Variablen in Euro auf einen einmaligen fiskalischen Schock in Höhe eines Euro dar. Die durchgehenden Linien bezeichnen die Punktschätzungen, während die gestrichelten Linien die Konfidenzbänder beschreiben, die mittels stochastischer Simulation (Bootstrap) berechnet wurden.

---

<sup>7)</sup> Berechnungen auf Basis des makroökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank lassen indes erkennen, dass (dauerhafte) Ausgabenchocks eine etwas größere Wirkung entfalten als Einnahmeschocks (Scharnagl und Tödter, 2004). Ihre Simulationen ergeben für den Einnahmeschock einen Multiplikator (nach vier Quartalen) von rund 2/3. Dieser Wert entspricht aber gerade den Veränderungen des Bruttoinlandsprodukts (nach vier Perioden) im Rahmen der „mittleren Variante“ bei Zugrundelegung eines stochastischen Trends.

Schaubild 2

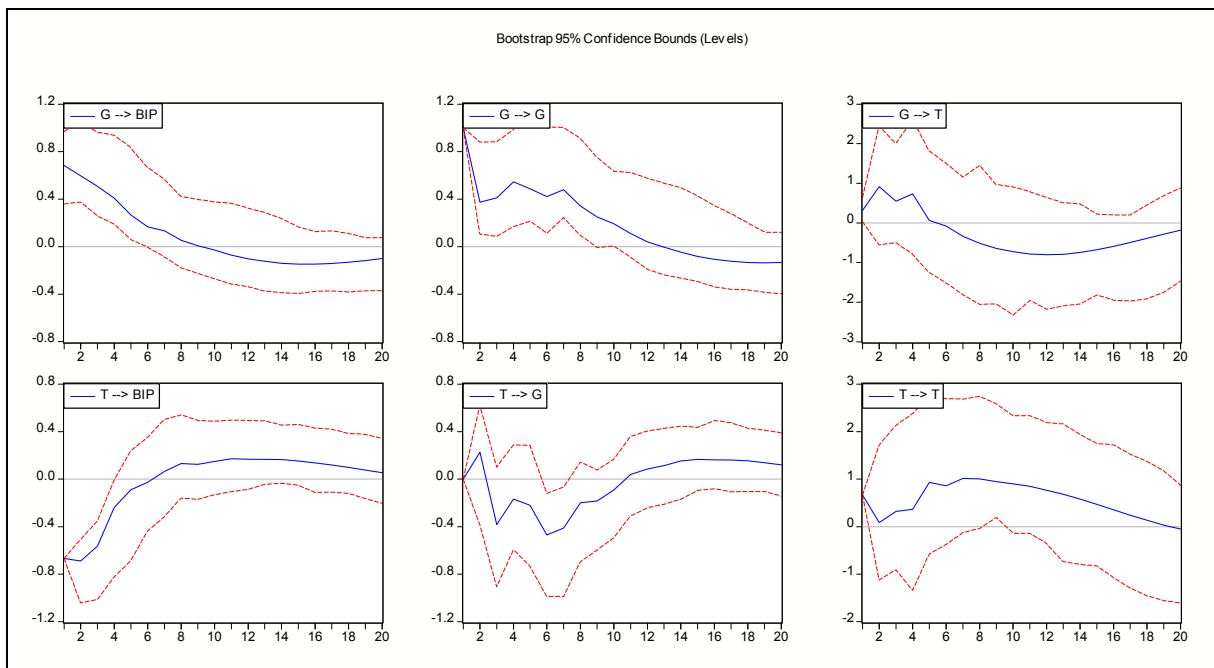
### Impuls-Antwort-Funktionen auf einen Ausgaben- und Einnamesschock Stochastischer Trend



$x \rightarrow y$  bezeichnet die Reaktion der Variable  $y$  in Euro auf einen Schock der Variablen  $x$  in Höhe eines Euro. Die durchgehenden Linien bezeichnen die Punktschätzungen, während die gestrichelten Linien die Konfidenzbänder beschreiben, die mittels stochastischer Simulation (Bootstrap) berechnet wurden.

Schaubild 3

### Impuls-Antwort-Funktionen auf einen Ausgaben- und Einnamesschock Deterministischer Trend



$x \rightarrow y$  bezeichnet die Reaktion der Variable  $y$  in Euro auf einen Schock der Variablen  $x$  in Höhe eines Euro. Die durchgehenden Linien bezeichnen die Punktschätzungen, während die gestrichelten Linien die Konfidenzbänder beschreiben, die mittels stochastischer Simulation (Bootstrap) berechnet wurden.

Es existieren alternative Ansätze zur Berechnung von Konfidenzbändern für Impuls-Antwort-Funktionen. Die aus dem VAR-Modell der reduzierten Form ermittelten Residuen stellen den Startpunkt des hier angewendeten Bootstrap-Verfahrens dar; dieses lässt sich allgemein wie folgt beschreiben (Breitung, Brüggemann und Lütkepohl, 2004): Zunächst wird das VAR-Modell geschätzt. Bezeichnet man die geschätzten Residuen mit  $\hat{u}_t$  und die zentrierten Residuen mit  $\hat{u}_1 - \hat{u}, \dots, \hat{u}_T - \hat{u}$ , lassen sich die Bootstrap-Residuen  $u_t^*$  konstruieren, indem aus der Stichprobe der zentrierten Residuen zufällig (mit Zurücklegen)  $T$  zentrierte Residuen gezogen werden. Die Residuen  $u_t^*$  werden alsdann verwendet, um rekursiv künstliche Zeitreihen, die Bootstrap-Zeitreihen, zu generieren. Hierbei startet man mit gegebenen Werten  $\mathbf{y}_{-p+1}, \dots, \mathbf{y}_0$  für ein VAR-Modell mit  $p$  Verzögerungen. Das Modell wird daraufhin – auf Basis des Bootstrap-Datensatzes – abermals geschätzt und die Impuls-Antwort-Funktionen auf dieser Grundlage neu berechnet. Wiederholt man diesen Vorgang hinreichend oft, erhält man hieraus eine empirische Bootstrap-Verteilung der Impuls-Antwort-Funktionen. Aus dieser Verteilung lassen sich Quantile und mithin Konfidenzbänder für die Impuls-Antwort-Funktionen ableiten.

Bezeichnet man mit  $\phi$  allgemein den Koeffizienten der Impuls-Antwort-Funktion, mit  $\hat{\phi}$  seinen Schätzer und mit  $\hat{\phi}^*$  den zugehörigen Bootstrap-Schätzer, so lässt sich das  $(1 - \gamma)$ -Perzentil-Intervall nach Hall (1992) wie folgt angeben:

$$\left( \hat{\phi} - t_{(1-\gamma/2)}^*, \hat{\phi} - t_{(\gamma/2)}^* \right), \quad (8)$$

wobei  $t_{\gamma/2}^*$  und  $t_{1-\gamma/2}^*$  die  $\gamma/2$ - und  $1 - \gamma/2$ -Quantile der empirischen Verteilung  $(\hat{\phi}^* - \hat{\phi})$  repräsentieren.

**22.** Hinsichtlich der mittelfristigen Reaktionen der betrachteten Variablen weisen die beiden Varianten nennenswerte Unterschiede auf (Tabelle 2). In der Variante mit stochastischem Trend lässt sich eine lang anhaltende positive Reaktion auf den fiskalischen Impuls erkennen, während in der Variante mit deterministischem Trend insbesondere die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts nach rund sechs Quartalen nicht mehr signifikant von ihrem Ausgangsniveau verschieden ist. Infolge dessen unterscheiden sich die Multiplikatoren (impact multiplier) für einen Horizont von mehr als vier Quartalen deutlich. Die Multiplikatoren bringen dabei die Reaktion der Variablen auf einen Ausgabenschock in Höhe eines Euro zum Ausdruck. So beträgt beispielsweise der Multiplikator nach vier (acht) Quartalen für die Variante mit stochastischem Trend 0,60 (0,64), während sich der entsprechende Multiplikator für die Variante mit deterministischem Trend auf 0,41 (0,05) beläuft. Für beide Varianten lässt sich erkennen, dass der Multiplikator im Zeitverlauf nicht zunimmt.

Bei der Interpretation der hier berechneten Multiplikatoren ist zu berücksichtigen, dass diese die Auswirkungen auf einen einmaligen fiskalischen Impuls widerspiegeln. Während dieser so definierte Multiplikator in der VAR-Literatur herangezogen wird, ist er nicht unmittelbar mit dem aus der makroökonomischen Lehrbuchliteratur bekannten Multiplikator vergleichbar, da letzterer die Wirkung einer *dauerhaften* Änderung fiskalpolitischer Variablen zum Ausdruck bringt. Insofern mag es weniger überraschen, dass die hier ausgewiesenen Multiplikatoren kleiner Eins sind (wenngleich in den Studien für die Vereinigten Staaten durchaus auch Multiplikatoren größer Eins berechnet wurden).



Tabelle 2

## Reaktionen auf einen positiven Ausgabenschock im Zeitverlauf

Variante mit stochastischem Trend			
Periode	LBIP00	LG00	LT00
1	0,72	1,00	0,28
4	0,60	0,40	1,06
8	0,64	0,27	0,52
12	0,62	0,29	0,25
16	0,60	0,29	0,15
20	0,57	0,26	0,12
Variante mit deterministischem Trend			
Periode	LBIP00	LG00	LT00
1	0,68	1,00	0,32
4	0,41	0,54	0,73
8	0,05	0,34	-0,52
12	-0,10	0,04	-0,80
16	-0,15	-0,11	-0,59
20	-0,10	-0,13	-0,18

Legende: LBIP00: Bruttoinlandsprodukt; LG00: Staatsausgaben, LT00: Nettosteuern

### *Dynamische Effekte eines kontraktiv wirkenden Einnahmeschocks*

**23.** Der Anpassungsprozess des Bruttoinlandsprodukts lässt für den Fall eines Einnahmeschocks ebenfalls einen plausiblen Verlauf erkennen. Die Reaktion der Staatsausgaben ist dem gegenüber im Anschluss an den restriktiv wirkenden Einnahmeimpuls über mehrere Quartale hinweg nicht eindeutig. Die ausbleibende Reaktion direkt im Anschluss an den Nettosteuerimpuls ist dabei auf die Identifikation zurückzuführen ( $b_2 = 0$ ). Eine signifikante Reaktion dieser Größe ist nicht festzustellen (Schaubild 2 und Schaubild 3). Die Nettosteuern nehmen unmittelbar im Anschluss an den Steuerschock zu, allerdings in geringerem Ausmaß als in Höhe des Schocks selbst. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die gesamtwirtschaftliche Produktion im Anschluss an einen restriktiven Einnahmeschock gedämpft wird ( $c_1 < 0$ ). Lediglich für die Variante mit deterministischem Trend lässt sich im weiteren Verlauf eine positive Abweichung der Nettosteuern von ihrem Ausgangsniveau diagnostizieren. Eine signifikante Erhöhung der Staatseinnahmen stellt sich gleichwohl nicht ein. Die jeweiligen Verläufe der Nettosteuern sind insofern plausibel, als für die Variante mit stochastischem Trend der Effekt einer Steuererhöhung auf das Bruttoinlandsprodukt dauerhaft negativ ist, so dass offensichtlich die Steuereinnahmen auf Grund der damit verbundenen Dämpfung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität für sich genommen entsprechend gemindert werden.

**24.** Die mittelfristige Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf einen Steuerschock fällt abermals in den beiden Varianten recht unterschiedlich aus (Tabelle 3). In der Variante mit stochastischem Trend lässt das Bruttoinlandsprodukt eine persistent negative Reaktion auf den fiskalischen Impuls erkennen, während in der Variante mit deterministischem Trend die Reaktion nach rund vier Quartalen nicht mehr signifikant von ihrem ursprünglichen Wert abweicht. Die Multiplikatoren unterscheiden sich somit für einen Horizont von vier und mehr Quartalen sichtbar. So beträgt beispielsweise der Multiplikator nach vier (acht) Quartalen für die Variante ohne Trend -0,60 (-0,63), während der entsprechende Multiplikator für die Variante mit deterministischem Trend einen Wert von

-0,24 (0,13) aufweist. Für beide Varianten lässt sich abermals erkennen, dass der Multiplikator im Zeitverlauf dem Betrag nach nicht zunimmt.

**25.** Als vorläufiges Ergebnis lässt sich damit festhalten, dass in beiden Varianten die maximale Abweichung des Bruttoinlandsprodukts von seinem Ausgangsniveau unmittelbar nach Eintreffen des Schocks – und nicht erst nach einigen Quartalen – zu beobachten ist. Eine „buckelförmige“ Anpassung, wie sie mitunter für die Vereinigten Staaten gefunden wurde (Blanchard und Perotti, 2002), ist in der vorliegenden Analyse für Deutschland demnach nicht zu erkennen. Es zeigt sich, dass sowohl für den Ausgaben- als auch für den Einnahmeschock die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts persistent ist, wenn ein stochastischer Trend unterstellt wird. Hinsichtlich der Wirkungen eines Steuereinnahmeschocks sind die Schätzungen mit größerer Unsicherheit behaftet als für einen vergleichbaren Ausgabenschock. Inwieweit die persistenten Reaktionen in dieser Variante als robust eingestuft werden können, wird in den nachfolgenden Ausführungen diskutiert.

Tabelle 3

**Reaktionen auf einen restriktiv wirkenden Einnahmeschock im Zeitverlauf**

Variante mit stochastischem Trend			
Periode	LBIP00	LG00	LT00
1	-0,67	0,00	0,67
4	-0,60	0,08	-0,32
8	-0,63	-0,21	-0,31
12	-0,62	-0,33	-0,31
16	-0,61	-0,30	-0,20
20	-0,58	-0,26	-0,14
Variante mit deterministischem Trend			
Periode	LBIP00	LG00	LT00
1	-0,67	0,00	0,67
4	-0,24	-0,17	0,37
8	0,13	-0,20	1,00
12	0,17	0,09	0,77
16	0,14	0,16	0,36
20	0,06	0,12	-0,05

Legende: LBIP00: Bruttoinlandsprodukt; LG00: Staatsausgaben, LT00: Nettosteuern

### Dynamische Effekte einer antizipierten Fiskalpolitik

**26.** Die Umsetzung fiskalpolitischer Maßnahmen wird in der Regel durch zwei Formen von Verzögerungen hinausgeschoben: Zunächst liegen Entscheidungsverzögerungen (*decision lags*) vor, da im Allgemeinen eine gewisse Zeit verstreicht, bis die Wirtschaftspolitik auf unvorhergesehene Ereignisse reagieren kann. Zudem bedarf es einer gewissen Zeit, bis eine angekündigte und beschlossene Politikmaßnahme in Kraft tritt (*implementation lags*). Die erst genannte Ursache für Verzögerungen wurde bislang im vorliegenden Modellrahmen genutzt, um die fiskalpolitischen Schocks zu identifizieren. Die zweite Ursache wurde dagegen nicht explizit berücksichtigt. Dies könnte insofern eine kritikwürdige Vereinfachung darstellen, als das, was bislang als fiskalpoli-

tischer Schock identifiziert wurde, möglicherweise Ausdruck früherer Schocks sein könnte und daher von den Wirtschaftsakteuren antizipiert werden konnte.

In einer kürzlich veröffentlichten Studie geht Perotti (2005) der Frage nach, ob die Nichtberücksichtigung der Umsetzungsdauer (also des *implementation lag*) zu einer verzerrten Schätzung der Effekte fiskalischer Impulse führt. Er zeigt anhand eines stilisierten Modells, dass es nur unter bestimmten Annahmen tatsächlich zu einer verzerrten Schätzung kommen kann. Inwieweit diese Nichtberücksichtigung nicht nur konzeptionell, sondern auch quantitativ von Bedeutung ist, lässt sich gegenwärtig jedoch nur bedingt beantworten. So zeigen die empirischen Arbeiten von Fatás und Mihov (2001), Blanchard und Perotti (2002) sowie Mountford und Uhlig (2005) für die Vereinigten Staaten, dass die explizite Berücksichtigung der Umsetzungsdauer die grundlegenden Ergebnisse qualitativ nicht verändert. Allerdings verzichten die Autoren darauf, die auftretenden Differenzen zu quantifizieren. Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass bislang keine zwingende Evidenz vorliegt, dass die Einschätzung des privaten Sektors hinsichtlich der zukünftigen Fiskalpolitik in der Realität tatsächlich systematisch auf den Ankündigungen der Politik beruht.

**27.** Im Folgenden wird analysiert, welche zusätzlichen Aspekte sich aus der expliziten Berücksichtigung der Umsetzungsdauer ergeben und ob gegebenenfalls die bisherigen Ergebnisse grundlegend zu revidieren sind. Nachfolgend wird daher zunächst angenommen, dass der private Sektor den Fiskalimpuls eine Periode im Voraus kennt. Um die Darstellung möglichst transparent zu gestalten, wird das zu modifizierende VAR-Modell vereinfachend als bivariates Modell in den logarithmierten Variablen  $T$  und  $BIP$  formuliert (in den späteren Berechnungen sind die Staatsausgaben wieder enthalten). Unter Berücksichtigung dieser zusätzlichen Annahme lässt sich das VAR-Modell nunmehr schreiben als:

$$T_t = a_1 BIP_t + C_{11}(L)T_{t-1} + C_{12}(L)BIP_{t-1} + \varepsilon_t^T, \quad (9)$$

$$BIP_t = c_0 E_t T_{t+1} + c_1 T_t + C_{21}(L)T_{t-1} + C_{22}(L)BIP_{t-1} + \varepsilon_t^{BIP}. \quad (10)$$

Gleichung (9) zeigt unverändert, dass die Nettosteuern neben eigenen verzögerten Werten und dem Nettosteuer-Schock vom kontemporären Wert und verzögerten Werten des Bruttoinlandsprodukts beeinflusst werden. Gleichung (10) verdeutlicht, dass das Bruttoinlandsprodukt in der Periode  $t$  nicht mehr allein von den kontemporären und verzögerten Nettosteuern, sondern auch von den Erwartungen hinsichtlich der Nettosteuern in der Periode  $t+1$  abhängt;  $E_t$  bezeichnet hier den Erwartungsoperator, wobei die Informationsmenge des privaten Sektors in der Periode  $t$  den fiskalischen Impuls der darauf folgenden Periode ( $\varepsilon_{t+1}^T$ ) enthält. Folglich können die Wirtschaftsakteure bereits im Voraus auf den Schock reagieren.

**28.** Zunächst soll verdeutlicht werden, inwieweit diese zusätzlichen Aspekte zu einer Modifikation der bisherigen Schätzung führen. Hierfür ist es hilfreich, die Gleichung (10) wie folgt zu formulieren:

$$BIP_t = c_0 T_{t+1} + c_1 T_t + C_{21}(L)T_{t-1} + C_{22}(L)BIP_{t-1} + \xi_t^{BIP}, \quad (11)$$

wobei der Störterm als  $\xi_t^{BIP} \equiv [\varepsilon_t^{BIP} - c_0(T_{t+1} - E_t T_{t+1})]$  definiert ist. Da annahmegemäß  $\varepsilon_{t+1}^T$  den Wirtschaftsakteuren bereits zum Zeitpunkt  $t$  bekannt ist, folgt, dass der Term in der runden Klam-

mer nicht mit  $\varepsilon_{t+1}^T$ , aber typischerweise mit  $\varepsilon_{t+1}^{BIP}$  korreliert ist. In Gleichung (11) sind sowohl  $T_t$  als auch  $T_{t+1}$  mit dem zusammengesetzten Störterm korreliert: Wie in der bisherigen Spezifikation ist  $T_t$  mit  $\varepsilon_t^{BIP}$  korreliert, und zwar durch den Einfluss von  $\varepsilon_t^{BIP}$  auf das Bruttoinlandsprodukt und (damit) auf die Nettosteuern. Darüber hinaus ist  $T_{t+1}$  mit beiden Komponenten des Störterms korreliert: mit  $\varepsilon_{t+1}^{BIP}$  durch dessen Einfluss auf die Nettosteuern in  $t+1$ , und mit  $\varepsilon_t^{BIP}$  durch dessen Effekt auf die Nettosteuern  $T_t$  und damit auf die Nettosteuern  $T_{t+1}$ .

**29.** Um zu vermeiden, dass die Parameter in der Gleichung (11) auf Grund der beschriebenen Korrelation verzerrt geschätzt werden, bietet es sich an, auf Instrumentvariablen zurückzugreifen. Blanchard und Perotti (2002) haben hierzu vorgeschlagen, zunächst die strukturellen Schocks  $\varepsilon_t^T$  und  $\varepsilon_{t+1}^T$  zu konstruieren und diese als Instrumente für  $T_t$  und  $T_{t+1}$  zu nutzen. Die strukturellen Schocks  $\varepsilon_t^T$  und  $\varepsilon_{t+1}^T$  sind mit beiden Zeitreihen korreliert, aber unkorreliert mit den beiden Komponenten des zusammengesetzten Störterms. Mit anderen Worten: Ist der strukturelle Schock  $\varepsilon_t^T$  identifiziert, kann man diesen und  $\varepsilon_{t+1}^T$  als Instrumente in der BIP-Gleichung nutzen. Vor diesem Hintergrund ist es zweckmäßig, Gleichung (9) umzuschreiben als:

$$T_t = a_1 BIP_t + a_{121} BIP_{t-1} + C_{11}(L)T_{t-1} + \tilde{C}_{12}(L)BIP_{t-2} + \varepsilon_t^T, \quad (12)$$

wobei  $\tilde{C}_{12}(L) \equiv L^{-1}(C_{12}(L) - a_{121})$ . Sowohl die Variable  $BIP_t$  als auch  $BIP_{t-1}$  dürften mit  $\varepsilon_t^T$  korreliert sein:  $BIP_t$  durch den Effekt der Nettosteuern auf das Bruttoinlandsprodukt und  $BIP_{t-1}$  auf Grund der Annahme, dass fiskalische Impulse in der Periode  $t$  dem privaten Sektor bereits in der Periode  $t-1$  bekannt sind.

**30.** Eine Möglichkeit, das modifizierte VAR-Modell zu identifizieren, besteht nun darin anzunehmen, dass die politischen Entscheidungsträger nicht in der Lage sind, diskretionär auf einen Schock in der Periode  $t$  (diese Annahme wurde bereits für die Basisspezifikation getroffen) noch auf einen Schock in der Periode  $t-1$  zu reagieren. Mit anderen Worten: Auf Grund von Verzögerungen ist es der Fiskalpolitik frühestens nach zwei Quartalen möglich, eine diskretionäre Maßnahme umzusetzen.<sup>8)</sup>

Legt man diese Annahme dem VAR-Modell zugrunde, kann methodisch wie bisher vorgegangen werden: Man konstruiert die Elastizitäten  $a_1$  und  $a_{121}$  mit Hilfe der Informationen aus dem Steuerrecht und den empirisch ermittelten Reaktionen der Steuerbemessungsgrundlagen auf das Bruttoinlandsprodukt, schätzt alsdann unter Berücksichtigung dieser Schätzwerte Gleichung (12) und erhält schließlich die Zeitreihe  $\hat{\varepsilon}_t^T$  als Residuum.

Die Berechnung des Parameters  $a_{121}$  unter der Annahme, dass dieser nur die automatische Reaktion der Nettosteuern auf eine Veränderung des um eine Periode verzögerten Bruttoinlandsprodukts

<sup>8)</sup> In diesem Sinn erfordert die Berücksichtigung der Umsetzungsdauer eine restriktivere Annahme hinsichtlich der Möglichkeit der öffentlichen Hand, diskretionär Einfluss auf die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts zu nehmen.

widerspiegelt, ergibt einen Wert von näherungsweise null. Für den Parameter  $b_{121}$ , aus der entsprechenden Gleichung der Staatsausgaben, wird analog zu  $b_1$  ebenfalls ein Wert von null angenommen.

**31.** Die Staatsausgaben  $G_t$  wurden bislang lediglich aus Gründen der Darstellung nicht berücksichtigt. Sie werden in die Schätzung der Effekte, die sich auf Grund der Umsetzungsdauer ergeben, ebenfalls einbezogen und dabei symmetrisch zu den Nettosteuern behandelt. Analog zu den Nettosteuern impliziert dies, dass die Staatsausgaben weder kontemporär noch eine Periode verzögert auf eine Veränderung des Bruttoinlandsprodukts reagieren. Analog wäre vorzugehen, wenn man – über die bisherige Annahme hinausgehend – unterstellt, dass der private Sektor zwei (oder mehr) Quartale im Voraus den fiskalischen Impuls kennt. Im Folgenden werden die Ergebnisse eines antizipierten Einnahmeschocks für die Variante mit stochastischem Trend dargestellt.

**32.** Für eine Umsetzungsdauer (*implementation lag*) von einem Quartal lässt die Schätzung der Gleichung (11) nur geringe Hinweise auf die Wirkungen von antizipierten Steueränderungen auf das Bruttoinlandsprodukts erkennen. Auf Grundlage des geschätzten Werts von  $c_0$  lässt sich im Prinzip angeben, in welchem Ausmaß der Einnahmeschock in der Periode  $t+1$  bereits in der Periode  $t$  zu einer Veränderung des Bruttoinlandsprodukts führt. Danach reduziert ein Fiskalimpuls in Form eines Einnahmeschocks in Höhe von einem Euro in der Periode  $t+1$  das Bruttoinlandsprodukt in der Periode  $t$  um etwa 2 Cent. Dieses Ergebnis ist insofern mit Unsicherheit behaftet, als der geschätzte Parameter  $\hat{c}_0$  in der Regressionsgleichung nicht signifikant ausfällt.

Wie ist dieses Ergebnis im Lichte der aktuellen Diskussion um die für das Jahr 2007 angekündigte Umsatzsteuererhöhung einzuordnen? Zunächst ist zu beachten, dass es sich bei der hier quantifizierten Wirkung der Antizipation um einen ökonomischen Effekt handelt, der primär – auf Grund der Konstruktion der Variablen  $T$  – auf einen Ressourcenentzug und weniger auf einen Substitutionseffekt zurückzuführen ist, wie er im Kontext der bevorstehenden Umsatzsteuererhöhung diskutiert und allgemein erwartet wird. Insofern überrascht es nicht, dass der hier ermittelte Effekt eher eine *dämpfende* Wirkung auf das Bruttoinlandsprodukt **im Vorfeld** des diskretionären Eingriffs ausübt. Das geringe Ausmaß sowie die fehlende Signifikanz ist in diesem Zusammenhang weniger erstaunlich, da es sich im Rahmen des VAR-Modells, im Gegensatz zur angekündigten dauerhaften Umsatzsteuererhöhung, lediglich um einen einmaligen Schock handelt.

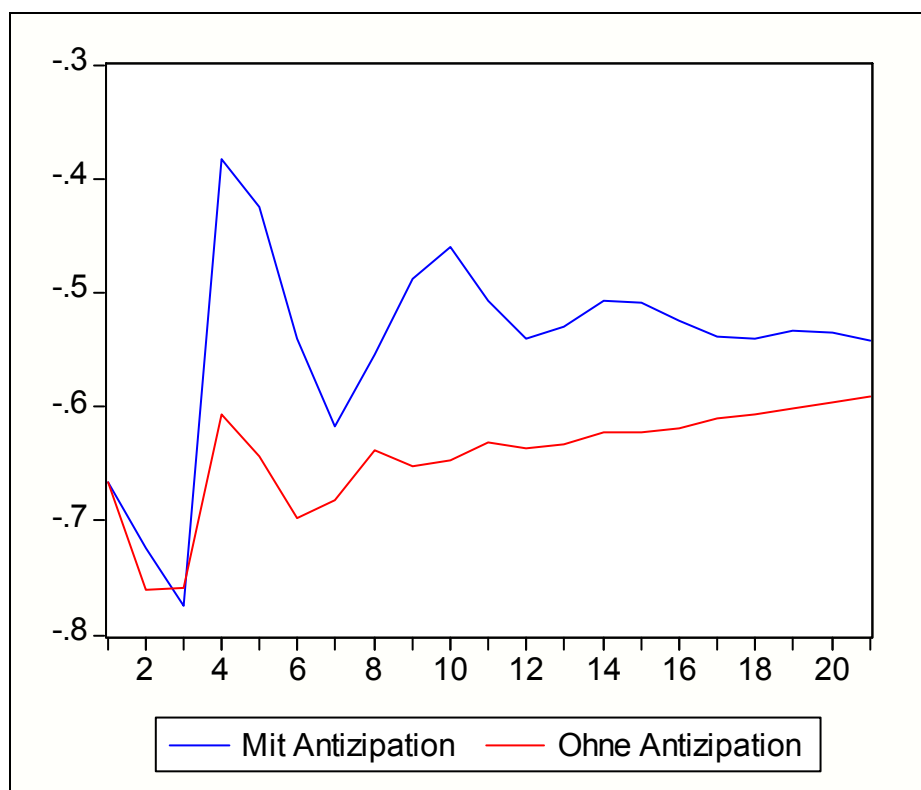
**33.** Die leicht negativen Auswirkungen auf das Bruttoinlandsprodukt im Vorfeld des Schocks stehen im Einklang mit der Beobachtung, dass die dämpfende Wirkung **im Anschluss** an den Einnahmeschock geringer ausfällt (Schaubild 4). Die Antizipation des Einnahmeschocks führt insofern zu einer gewissen Glättung im zeitlichen Verlauf des Bruttoinlandsprodukts. Die Abweichungen liegen allerdings im Bereich der statistischen Unschärfe und sollten daher mit der gebotenen Vorsicht interpretiert werden. Insgesamt zeigt sich, dass durch die explizite Berücksichtigung der Antizipation eines Einnahmeschocks kein grundsätzlich anderer Verlauf des Bruttoinlandsprodukts zu beobachten ist.

## Robustheitsanalyse

34. Die vorliegende Analyse folgt sowohl hinsichtlich der Variablenkonstruktion als auch bezüglich der in die Untersuchung einbezogenen Variablen dem Vorgehen von Blanchard und Perotti (2002). Hierfür spricht zum einen, dass diese Studie in einer Reihe neuerer empirischer Untersuchungen als Referenz gewählt wurde (zum Beispiel Mountford und Uhlig, 2005).<sup>9)</sup> Zum anderen ist eine sparsame Parametrisierung mit nur drei Variablen vor dem Hintergrund des vergleichsweise kurzen Beobachtungszeitraums der Jahre 1991 bis einschließlich 2005 im Rahmen dieser Analyse als vorteilhaft anzusehen.

Schaubild 4

Reaktion des Bruttoinlandsprodukts in Euro auf einen antizipierten kontraktiven Einnahmeschock in Höhe eines Euro (vH)



Gleichwohl soll nachfolgend zusammenfassend dargelegt werden, inwieweit die bislang erzielten Ergebnisse als robust gegenüber Variationen im Vorgehen einzuschätzen sind. Vor dem Hintergrund des gewählten Ansatzes liegt es dabei nahe, die Analyse in zweierlei Hinsicht zu modifizieren. Zum einen kann vermutet werden, dass eine alternative Abgrenzung der Variablen  $T$  (im Folgenden als  $\tilde{T}$  bezeichnet) zu abweichenden Ergebnissen führt, und zum anderen könnten zusätzlich in das VAR-Modell einbezogene Variable die bisherigen Aussagen relativieren. Im Blickpunkt steht dabei einerseits, ob die Vorzeichen der Parameter  $c_1$  und  $c_2$  sensibel auf alternative Spezifikationen reagieren und andererseits die Frage nach der Persistenz der Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf fiskalische Impulse.

<sup>9)</sup> Hierbei ist bemerkenswert, dass sich die dynamischen Effekte von Ausgaben- und Einnahmeschocks auf das Bruttoinlandsprodukt in Blanchard und Perotti (2002) und Mountford und Uhlig (2005) stark ähneln, obschon letztere Analyse immerhin zehn Variablen enthält.

**35.** Hinsichtlich einer **alternativen Abgrenzung** der Variablen  $T$  wurde geprüft, welche Veränderungen sich ergeben, wenn die Nettovermögenseinkommen des Staates bei der Definition der Nettosteuern berücksichtigt werden; bei diesem Vorgehen werden die empfangenen Vermögenseinkommen des Staates (Zins- und Pachteinnahmen, empfangene Dividenden und Ausschüttungen, aber auch der Gewinn der Deutschen Bundesbank) wie Steuereinnahmen und die an Private geleisteten Zinszahlungen auf die öffentlichen Schulden wie monetäre Transfers behandelt. In der Literatur wurde diesbezüglich nicht einheitlich verfahren. Das in vorliegender Untersuchung ursprünglich gewählte Vorgehen entspricht dem von Perotti (2005), während Blanchard und Perotti (2002) die alternative Abgrenzung – unter Einbeziehung der Nettovermögenseinkommen des Staates – bevorzugen.

Die Schätzung der Parameter  $c_1$  und  $c_2$  im Rahmen der bereits genannten IV-Schätzungen lässt erkennen, dass sich auch im Fall einer alternativen Abgrenzung der Nettosteuern  $T$  keine zusätzlichen Anhaltspunkte für nicht-keynesianische Effekte ergeben. In einer Reihe der betrachteten IV-Schätzungen weist der Parameter  $c_1$  ein negatives Vorzeichen auf. Zudem zeigt sich, dass die bisherigen Ergebnisse weiterhin gelten, wenn die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  im Rahmen des SVAR-Modells simultan mit dem Parameter  $a_2$  (alternativ:  $b_2$ ) ermittelt werden. Demzufolge lässt sich analog zur Basisspezifikation hinsichtlich des Parameters  $c_1$  eine „mittlere Variante“ begründen. Für die Variable  $\tilde{T}$  zeigt sich bei Annahme eines stochastischen Trends, dass die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts in den Perioden nach Eintreten des jeweiligen fiskalischen Impulses ähnlich persistent ausfällt.

**36.** Mit Blick auf die in das VAR-Modell **einbezogenen Variablen** fällt unmittelbar ins Auge, dass in der Basisspezifikation ( $\mathbf{y}_t = (\ln BIP_t, \ln G_t, \ln T_t)'$ ) keine Preisvariablen enthalten sind. Damit könnten ökonomisch bedeutsame Interaktionen zwischen relevanten Variablen a priori vernachlässigt worden sein. Dies gilt im Besonderen für die Veränderung der Güterpreise, zumal die bislang einbezogenen Variablen reale Größen darstellen und wichtige Komponenten der Nettosteuern an nominale Größen gekoppelt sind. In Anbetracht dessen wird in das trivariate Modell jeweils eine weitere Variable einbezogen. Als zusätzliche Variable wird alternativ die Veränderung des Deflators des Bruttoinlandsprodukts sowie ein kurz- und ein langfristiger Zinssatz integriert. Ergänzend wird mit den Privaten Konsumausgaben ein Nachfrageaggregat in das VAR-Modell aufgenommen. Die simultane Berücksichtigung des Deflators und einer Zinsvariablen schließlich wird im Rahmen des reduzierten VAR-Modells vorgenommen, um auf Grundlage des dann ermittelten Residuenvektors zu prüfen, ob sich die Hinweise auf die Existenz nicht-keynesianischer Effekte erhärten.

Die Bestimmung der Parameter  $c_1$  und  $c_2$  lässt erneut erkennen, dass sich für einzelne IV-Schätzungen der VAR-Modelle mit vier und fünf Variablen nicht-keynesianische Effekte beobachten lassen. In einer Reihe alternativer IV-Schätzungen weist der Parameter  $c_1$  wiederum ein negatives Vorzeichen auf, so dass für alle Schätzungen zusammen genommen der bisherige Befund nicht widerlegt wird. Demnach ist nicht davon auszugehen, dass im Durchschnitt, das heißt über die gesamte Stichprobe hinweg, nicht-keynesianische Effekte überwiegen, wenn die Nettosteuern unvor-

hergesehen steigen. Bezüglich des Parameters  $c_2$  ist wiederum zu beobachten, dass die Parameterwerte über alle Schätzungen hinweg in einem engen Band liegen: Hiernach erhöht eine unvorhergesehene Ausweitung der Staatsausgaben um einen Euro das Bruttoinlandsprodukt ebenfalls um einen Euro. Schließlich zeigt sich für die VAR-Modelle mit vier Variablen, dass die bisherigen Ergebnisse weiterhin gelten, wenn die Parameter  $c_1$  und  $c_2$  im Rahmen des SVAR-Modells simultan mit den übrigen Parametern geschätzt werden. Auch hier sind bezüglich einer Erhöhung der Nettosteuern keine Hinweise auf nicht-keynesianische Effekte erkennbar, während die expansiven Wirkungen der Staatsausgaben wiederum geringer ausfallen.

Wie zuvor lässt sich hinsichtlich des Parameters  $c_1$  eine „mittlere Variante“ begründen. In den betrachteten Varianten lässt sich bei stochastischem Trend erkennen, dass die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts in den Perioden nach Eintreten des jeweiligen fiskalischen Impulses nunmehr weniger persistent ausfällt als bisher.

**37.** Abschließend wird eine weitere Variation der Basis-Spezifikation betrachtet: Der bisherige Variablenvektor wird um eine Komponente des Bruttoinlandsprodukts, den privaten Konsum, erweitert. Von Interesse ist hierbei nicht nur, inwieweit sich die bisherigen Ergebnisse als robust erweisen, sondern insbesondere auch die Reaktion des privaten Konsums selbst.

Die Reaktionen der in das VAR-Modell einbezogenen Variablen lassen einen plausiblen Verlauf erkennen: Sowohl das Bruttoinlandsprodukt als auch die Staatsausgaben steigen im Anschluss an einen expansiven Ausgabenschock (Schaubild 5). Die Nettosteuern nehmen im Anschluss an den expansiven Ausgabenimpuls zu, ihre Reaktion fällt allerdings gering und nicht signifikant aus. Die Privaten Konsumausgaben reagieren im Anschluss positiv auf den expansiven Impuls, bevor die Reaktion in der mittleren Frist negativ wird. Bemerkenswert ist hierbei, dass die Abweichungen gering ausfallen und nicht signifikant von null verschieden sind. Eine zurückhaltende Reaktion ist jedoch insofern plausibel, als durch den expansiven (aber einmaligen) Impuls das permanente Einkommen der privaten Haushalte nicht zunimmt.

Hinsichtlich der mittelfristigen Reaktionen der betrachteten Variablen ist bemerkenswert, dass sowohl die Variante mit stochastischem Trend als auch die Variante mit deterministischem Trend (nicht abgebildet) einen recht ähnlichen Verlauf aufweisen. Insbesondere ist **keine persistente Reaktion des Bruttoinlandsprodukts** zu erkennen. Nach rund vier Quartalen ist die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts in beiden Varianten nicht mehr signifikant von ihrem Ausgangsniveau verschieden, so dass sich die Multiplikatoren weniger als im trivariaten VAR-Modell unterscheiden. Erneut nimmt der Multiplikator in beiden Varianten im Zeitverlauf nicht zu.

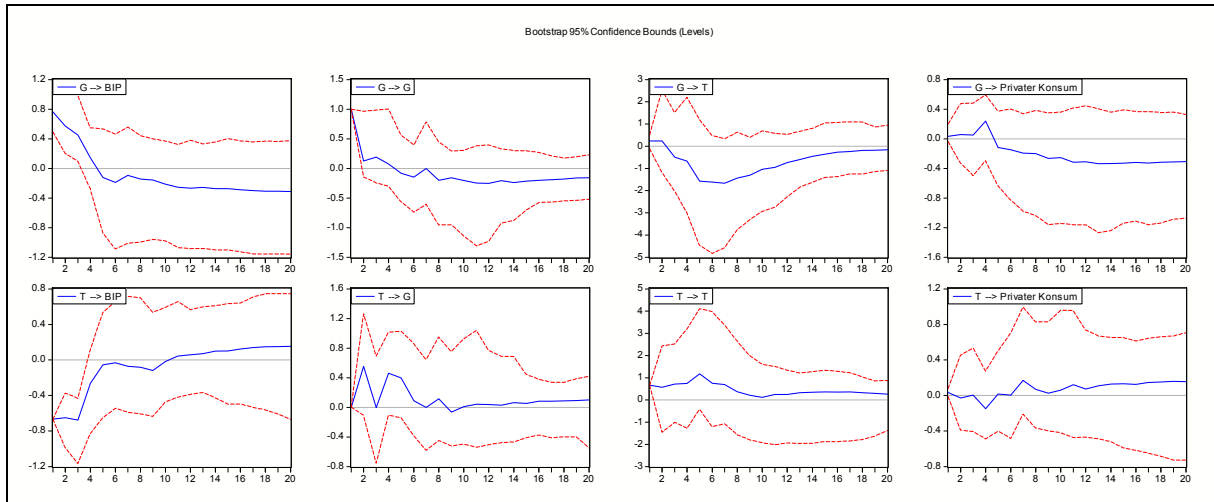
**38.** Der Anpassungsprozess für den Fall eines negativen Einnahmeschocks vollzieht sich weitgehend spiegelbildlich (Schaubild 5), das heißt wie im Fall eines Ausgabenschocks weisen beide Varianten (stochastischer versus deterministischer Trend) keine ausgeprägte Persistenz des Bruttoinlandsprodukts auf. Die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts ist dabei zunächst negativ und konvergiert dann nach einigen Quartalen gegen das Ausgangsniveau. Die Staatsausgaben sind demgegenüber positiv, wobei eine signifikante Abweichung vom ursprünglichen Wert dennoch nicht festzustellen ist. Die Nettosteuern nehmen unmittelbar im Anschluss an den Steuerschock zu und



bleiben auch nach mehreren Quartalen über ihrem Ausgangswert. Eine signifikante Erhöhung der Staatseinnahmen stellt sich gleichwohl nicht ein. Die Privaten Konsumausgaben lassen auf Grund des restriktiv wirkenden einmaligen Steuerschocks keine ausgeprägte Reaktion auf einen negativen Einnahmeschock erkennen; hierfür ist der Einfluss auf das permanente Einkommen offensichtlich zu gering.

Schaubild 5

**Impuls-Antwort-Funktionen auf einen Ausgaben- und Einnahmeschock  
Stochastischer Trend, einschließlich Private Konsumausgaben**



$x \rightarrow y$  bezeichnet die Reaktion der Variable  $y$  in Euro auf einen Schock der Variablen  $x$  in Höhe eines Euro. Die durchgehenden Linien bezeichnen die Punktschätzungen, während die gestrichelten Linien die Konfidenzbänder beschreiben, die mittels stochastischer Simulation (Bootstrap) berechnet wurden.

## Fazit

**39.** In der vorliegenden Analyse wurde ein strukturelles vektorautoregressives Modell formuliert, in das institutionelle Informationen über das Steuer- und Transfersystem einfließen. Auf dieser Grundlage wurde eine Quantifizierung der dynamischen Effekte fiskalischer Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt in Deutschland vorgenommen. Als wesentliche Ergebnisse sind festzuhalten, dass durch diskretionäre Eingriffe seitens der Fiskalpolitik die konjunkturelle Entwicklung über mehrere Perioden hinweg beeinflusst wird. Im Unterschied zur internationalen Evidenz sind die dynamischen Wirkungen durchweg kleiner als Eins. Die explizite Berücksichtigung einer Vorwegnahme fiskalischer Impulse dämpft im Vorfeld des Eintritts dieses Impulses leicht die gesamtwirtschaftliche Entwicklung.

Im Detail lassen sich die wesentlichen Einsichten wie folgt zusammenfassen: Die Schätzung des kontemporären Effekts eines Einnahmeschocks ist mit größerer Unsicherheit behaftet als der kontemporäre Effekt eines Ausgabenchocks. Einzelne Schätzungen weisen auf nicht-keynesianische Effekte bei einer unvorhergesehenen Erhöhung der Nettosteuern hin. Gleichwohl entspricht das Anpassungsprofil des Bruttoinlandsprodukts auf die fiskalischen Impulse in den als plausibel gewerteten Spezifikationen weitgehend den Erwartungen. Ob sich persistente Reaktionen im Anschluss an einen fiskalischen Impuls einstellen, darf bezweifelt werden. Im Unterschied zu Studien zu den Vereinigten Staaten nimmt der Multiplikator im Anschluss an den Schock betragsmäßig ab. Die Effekte, die auf einen antizipierten Ressourcenentzug zurückgehen, sind für sich genommen

plausibel: Die Wirtschaftssubjekte versuchen die Wirkungen eines Einnahmeschocks über die Zeit zu glätten. Allerdings fallen die Abweichungen zur Spezifikation ohne Antizipationseffekte vergleichsweise gering aus.

### Literatur

- André, C und N. Girouard (2005) *Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers, 434.
- Blanchard, O. und R. Perotti (2002) *An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output*, Quarterly Journal of Economics, 1329 - 1368.
- Breitung, J., R. Brüggemann und H. Lütkepohl (2004) *Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses*, in Lütkepohl, H. und M. Krätzig (Hrsg.) *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, 159 - 196.
- Burnside, C., M. Eichenbaum und J. Fisher (2003) *Fiscal Shocks and Their Consequences*, NBER Working Paper, 9772.
- Büttner, T. et al. (2006) *Berechnung der BIP-Elastizitäten öffentlicher Ausgaben und Einnahmen zu Prognosezwecken und Diskussion ihrer Volatilität*, ifo Forschungsberichte, 28.
- Canzoneri, M. B., R. E. Cumby und B. T. Diba (2002) *Should the European Central Bank and the Federal Reserve Be Concerned about Fiscal Policy*, Arbeitspapier.
- de Castro Fernández, F. und P. Hernández de Cos (2006) *The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain. A SVAR Approach*, ECB Working Paper Series, 647.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum und J. Fisher (1999) *Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases*, Review of Economics Dynamics, 2, 166 - 206.
- Fatás, A. und I. Mihov (2001) *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*, Arbeitspapier.
- Galí, J., D. López-Salido und J. Valles (2005) *Understanding the Effects of Government Spending on Consumption*, ECB Working Paper Series, 339.
- Giavazzi, F. und M. Pagano (1990) *Can Severe Fiscal Contraction Be Expansionary? Tales of two small European Countries*, in: Blanchard, O. und S. Fischer (Hrsg.), NBER Macroeconomics Annual, Cambridge Mass., MIT Press.
- Grossmann, B. und D. Prammer (2005) *Ein disaggregierter Ansatz zur Analyse öffentlicher Finanzen in Österreich*, OENB, Geldpolitik & Wirtschaft, 67 - 83.
- Hall, P. (1992) *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer-Verlag, New York
- Heppke-Falk, K., J. Tenhofen und G. Wolff (2006) *The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis*, Arbeitspapier.
- Höppner, F. (2003) *Business Cycle Effects of Fiscal Policy – Empirical Evidence from Germany*, dissertation.de.
- Kamps, C. und D. Caldara (2006) *What Do We Know about Fiscal Policy Shocks Effects?*, Arbeitspapier.

- Kremer, J. et al. (2006) *A Disaggregated Framework for the Analysis of Structural Developments in Public Finances*, ECB Working Paper Series, 579.
- Kremer, J. und K. Wendorff (2004) *Germany after Qualification for EMU: A Disaggregated Approach to the Analysis of Structural Public Finance Developments*, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 73 (3), 358 - 370.
- Marcellino, M. (2002) *Some Stylized Facts on Non-Systematic Fiscal Policy in the Euro Area*, CEPR Discussion Paper Series, 3635.
- Mountford, A. und H. Uhlig (2005) *What are the Effects of Fiscal Policy Shocks*, SFB 649 Discussion Paper, 39.
- Perotti, R. (2005) *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, CEPR Discussion Paper Series, 4842.
- Ramey, V. und M. Shapiro (1998) *Costly Capital Reallocation and the Effects of Governments Spending*, Carnegie Rochester Conference on Public Policy, 145 - 194.
- Scheremet, W. (2001) *Automatische Stabilisatoren, fiskalpolitische Schocks und Konjunktur*, Berlin.
- Scharnagl, M. und K.-H. Tödter (2004) *How Effective Are Automatic Stabilisers? Theory and Empirical Results for Germany and Other OECD Countries*, Discussion Paper Series 1, Studies of the Economic Research Centre, 21.
- Weyerstrass, K. et al. (2006) *Economic Spillover and Policy Coordination in the Euro Area*, European Commission, Economic Papers, 246.