

# EFEITOS DINÂMICOS DOS CHOQUES FISCAIS DO GOVERNO CENTRAL NO PIB DO BRASIL\*

Marco Aurélio Ferreira Peres\*\*

Roberto de Góes Ellery Junior\*\*\*

Neste trabalho caracterizam-se os efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central sobre a atividade econômica no Brasil, para o período pós-Plano Real. Obtiveram-se resultados para referência e comparação com a literatura internacional por meio de análise impulso-resposta, a partir de um Vetor Autorregressivo (VAR) estrutural com produto, gasto público e impostos líquidos. A identificação é obtida com base nas informações institucionais do orçamento e do sistema tributário e por meio da análise do procedimento operacional das autoridades fiscais. Os resultados alcançados estão próximos ao relato da literatura empírica para a economia americana e outros países membros da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE): a resposta do produto aos choques fiscais é pequena e tem característica tipicamente keynesiana.

## 1 INTRODUÇÃO

Há grande controvérsia teórica a respeito dos efeitos da política fiscal sobre o produto da economia. O tema da macroeconomia keynesiana é que, em uma economia na qual as flutuações são devidas em parte aos efeitos da demanda agregada e da rigidez nominal, a política fiscal é potencialmente eficaz para reduzir as flutuações na demanda agregada. Enquanto para a política monetária o principal *trade-off* está na estabilidade entre o preço e o produto, para a política fiscal o *trade-off* fica entre a estabilidade do produto e as distorções causadas pelos impostos e pela política de gasto do governo. Note-se que isso aponta para uma diferença importante entre a política fiscal e a monetária. Até mesmo na ausência de rigidez nominal e outras imperfeições, a política fiscal tem importantes efeitos macroeconômicos.

Nos modelos neoclássicos desenvolvidos nos últimos 20 anos, os efeitos da política fiscal sobre o produto podem ser muito diferentes daqueles postulados nos modelos macroeconômicos tipicamente keynesianos, sobretudo para os componentes do produto, como o consumo privado.

Blanchard e Perotti (2002) avaliam que, empiricamente, a visão predominante de que a política fiscal age de acordo com os preceitos dos modelos keynesianos é posta sob suspeita em razão da proliferação de modelos com estrutura tipicamente

\* Uma versão anterior deste trabalho foi premiada no XII Prêmio do Tesouro Nacional – 2007, publicação autorizada.

\*\* Analista de Planejamento e Orçamento da Secretaria de Orçamento Federal – SOF/MPOG e Professor da União Pioneira de Integração Social (UPIIS).

\*\*\* Professor da Universidade de Brasília (UnB).

keynesiana. A estrutura assume formalmente um efeito positivo do produto a uma expansão do gasto público.

Em razão disso, utiliza-se um Vetor Autorregressivo (VAR) estrutural para caracterizar a dinâmica dos efeitos de choques nos tributos e nos gastos do governo central sobre a atividade econômica no Brasil para o período 1994:1 a 2005:2. A metodologia baseada em modelo VAR estrutural parece especialmente equipada para essa tarefa, pois permite a identificação dos choques de política relevantes com imposição de um mínimo de restrições teóricas.

Apoia-se na especificação em Blanchard e Perotti (2002), com algumas modificações para o caso brasileiro e, em específico, para o governo central para fins de referência e comparação com pesquisas para outros países, posto que não há trabalhos semelhantes para a economia brasileira. A chave para o procedimento de identificação está na frequência dos dados. O uso de dados trimestrais pode eliminar a possibilidade de ajustes discricionários na política fiscal. Evidências empíricas sugerem que um trimestre pode não ser suficiente para que os formuladores de políticas aprendam sobre choques no Produto Interno Bruto (PIB), decidam sobre quais medidas fiscais tomarão em resposta, passem essas medidas pelo legislativo e, finalmente, as implementem.

Os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE). Consistentemente, eles mostram que choques nos gastos públicos têm efeitos positivos sobre o produto, e choques positivos nos impostos possuem efeitos negativos sobre a atividade econômica, ambos de pequena magnitude.

O texto está organizado de modo que a seção seguinte trará a revisão da literatura. A seção 3 apresentará a especificação e as hipóteses de identificação utilizadas para caracterizar os efeitos da política fiscal. Na seção 4, encontra-se a metodologia para a construção das elasticidades-produto das variáveis fiscais. As estimativas das elasticidades encontram-se no anexo. A discussão sobre os dados e suas propriedades ficará a cargo da seção 5. Essa seção se encarregará também da avaliação da política fiscal e dos ciclos dos negócios para o período em análise. A seção 6 discorrerá sobre os resultados alcançados, os efeitos dinâmicos da política fiscal sobre a atividade econômica e as correlações com outros estudos. Por último, na seção 7, faz-se a conclusão.

## 2 A LITERATURA EMPÍRICA

Quando o objetivo é a análise dos efeitos da política fiscal sobre a atividade econômica, o que se observa é uma relativa incerteza sobre os resultados. À primeira vista, parece predominante a crença de que o multiplicador fiscal do gasto seja

positivo e que o multiplicador dos tributos seja negativo, e que ambos sejam pequenos. Porém, há relatos empíricos de contrações fiscais expansionistas na Europa, sobretudo na Dinamarca, na Irlanda e na Suíça (ver GIAVAZZI e PAGANO, 1990, 1996). Novas abordagens teóricas apoiam a tese de que até mesmo os ajustes fiscais contracionistas podem ter efeitos positivos sobre a atividade econômica, enquanto as evidências empíricas não sugerem uma resposta singular e indicam que efeitos não-keynesianos podem ocorrer sob circunstâncias bem definidas.

Alesina e Perotti (1997) analisaram como a composição qualitativa do ajuste fiscal influencia a probabilidade de sucesso dessas medidas e as suas consequências macroeconômicas. Os autores definem como sucesso a redução consistente e longa no déficit e identificam dois tipos de ajustes fiscais. O primeiro baseia-se principalmente em cortes de despesa – em particular, cortes em transferências, previdência social e empregos e salários pagos pelo governo; enquanto os aumentos de impostos representam uma pequena fração do ajuste total, e os impostos sobre as famílias ou não são aumentados ou são até mesmo reduzidos. No segundo tipo, ao contrário, o ajuste baseia-se em aumento nos impostos, e frequentemente os maiores aumentos se dão nos impostos sobre as famílias e nas contribuições para a previdência social. No lado da despesa, a maioria dos cortes ocorre sobre o investimento público, enquanto salários pagos pelo governo, empregos e transferências ou ficam completamente inalterados, ou só são ligeiramente afetados.

Os resultados indicam que, mesmo quando os dois tipos de ajustes têm o mesmo tamanho, em termos de redução dos déficits primários, o que se apoia no corte de gastos propicia uma consolidação mais duradoura no orçamento e tem efeitos expansionistas sobre a atividade econômica. Já os ajustes com base no corte de impostos são anulados logo após sua implementação por deteriorações adicionais no orçamento e têm efeitos contracionistas na economia.

Os resultados de McDermott e Westcott (1996) e de Alesina e Ardagna (1998) confirmam que o ajuste fiscal via corte de gasto é, em média, mais efetivo na produção de efeitos macroeconômicos positivos do que quando se dá por meio de aumento nos impostos. A justificativa para tal fato é o canal de credibilidade: um corte nos salários dos funcionários públicos e nas transferências, por serem medidas mais impopulares, sinalizaria um compromisso com a reversão de uma posição fiscal deteriorada.

A investigação empírica dos efeitos macroeconômicos dos choques fiscais sobre a atividade econômica tem quatro ramos distintos: a abordagem de “estudos de eventos”, a abordagem “narrativa”, a metodologia de autorregressão vetorial, ou VAR, e a abordagem de identificação “agnóstica”.

O primeiro, no qual se incluem os autores Alesina e Perotti (1997), McDermott e Westcott (1996) e Alesina e Ardagna (1998) mencionados anteriormente, funciona

como um estudo de eventos. A ideia é tirar lições de episódios de contração fiscal a partir da comparação do desempenho macroeconômico e da situação fiscal antes, durante e depois do episódio, com ênfase na identificação de contrações fiscais expansionistas.

Dentre as contribuições na abordagem de estudos de eventos, encontram-se os trabalhos de Burnside, Eichenbaum e Fischer (2001) e de Ramey e Shapiro (1997) que utilizam uma variável *dummy* para capturar os efeitos de episódios fiscais do tipo Ramey e Shapiro (1997): aumento nos gastos militares com as guerras da Coreia, do Vietnã e a expansão fiscal de Reagan.

Ramey e Shapiro (1997) e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) estudaram a resposta do produto diante de choques de gastos com defesa para os Estados Unidos e exploraram a exogeneidade do desenvolvimento militar. Eles definiram uma *dummy* com valor 1 em 1950:3; 1965:1, 1980:1 e eliminaram os efeitos de algumas variáveis macroeconômicas, inclusive o PIB. Ramey e Shapiro (1997), no contexto do modelo univariado e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999), no contexto do VAR. Todos encontraram coincidente e aproximada relação de aumento nos gastos com defesa e o PIB.

A “abordagem *ex post*” ou “abordagem narrativa” de Romer e Romer (1989) utiliza-se da análise da legislação e documentos oficiais para identificar as mudanças tributárias exógenas.

O terceiro ramo de pesquisa apoiou-se na metodologia VAR, ordinária em análise de política monetária, para o estudo dos efeitos macroeconômicos dos choques fiscais sobre a produção. A notoriedade do uso do VAR para análise de sistemas econômicos dinâmicos é devida ao influente trabalho de Sims (1980). Stock e Watson (2001) abordam com propriedade e de forma didática o uso do VAR. A forma reduzida e a recursiva consagraram-se como bom instrumento estatístico para sumarizar os comovimentos entre as variáveis envolvidas no modelo e para fazer previsões.

Fatas e Mihov (1998) estimam um VAR que considera o produto, o deflator do PIB, a relação déficit primário/PIB e a taxa de juros. A identificação é obtida ao assumir que o produto e os preços não respondem no mesmo trimestre às mudanças nas políticas. Um aumento na relação déficit primário/PIB em 1 ponto percentual (p.p.) leva a um aumento do PIB em torno de 1 p.p., após aproximadamente dois anos, enquanto o déficit primário volta para sua tendência rapidamente.

Rotemberg e Woodford (1992) estudaram os efeitos de choques nos gastos militares e no emprego militar sobre o produto pela decomposição de Choleski. O VAR inclui os gastos militares com pessoal, compras militares, produto e salário real. O impacto estimado para a elasticidade do PIB privado com relação às compras

militares é em torno de 0,1, o que implica impacto multiplicativo próximo de 1,0 (a taxa média de compras militares pelo PIB nos Estados Unidos é de 10%, após a Segunda Guerra Mundial). O efeito persiste por quatro trimestres e anula-se após oito trimestres.

Em pesquisa recente, Fatas e Mihov (2001) analisam a importância dos estabilizadores automáticos e os efeitos dinâmicos da política fiscal discricionária para os países pertencentes ao grupo da OCDE, com foco em dois assuntos distintos. Primeiro, sob a ótica dos estabilizadores automáticos, buscam elucidar até que ponto a política fiscal ajuda a estabilizar flutuações de ciclos de negócios. A conclusão é que governos maiores reduzem a volatilidade do produto (total ou privado).

Fatas e Mihov (2001) avaliam ainda os efeitos dinâmicos das mudanças discricionárias na política fiscal. Eles constroem uma medida de discricionariedade da política fiscal e usam diferentes formas de identificação dos choques. De fato, usam a decomposição de Choleski para identificar os choques fiscais. Na primeira especificação, as decisões de gastos públicos são antecedentes, ou seja, impõem a restrição de que as outras variáveis endógenas, como produto e preços, não podem afetar contemporaneamente os gastos públicos. Em outra especificação, os choques fiscais são identificados de forma análoga a choques monetários, isto é, impondo a condição de que os choques fiscais não podem afetar o produto e os preços contemporaneamente; conseqüentemente, as variáveis fiscais são ordenadas por último. Com base nos resultados alcançados, os autores concluem em favor de fortes e persistentes efeitos dos choques na política fiscal sobre a atividade econômica.

Blanchard e Perotti (2002) analisam a economia dos Estados Unidos, no período de 1960:01 a 1997:04. O modelo é afim a um VAR estrutural a três variáveis: despesa de governo, receitas de impostos líquidos de transferências e nível de produção. A identificação é alcançada explorando a lentidão nas decisões de política fiscal e a informação institucional sobre a elasticidade das variáveis fiscais em relação à atividade econômica. Como resultado da estimação, não há evidências de relações contemporâneas entre os gastos públicos e a produção. A atividade econômica, mensurada pelo PIB real, é contemporaneamente afetada por mudanças inesperadas em ambas as variáveis fiscais.

A inclusão dos tributos e dos gastos no modelo permite aos autores considerarem dois possíveis modos pelos quais os itens orçamentários podem afetar um ao outro. Dois modelos fiscais são estimados separadamente. Como os modelos são exatamente identificados, nenhum teste formal é aplicável para a comparação entre eles. Contudo, os dados não permitem selecionar um dos dois modelos, pois as diferentes ordenações não revelaram diferenças significativas nos efeitos produzidos sobre a atividade econômica. A simulação do modelo mostra respostas keynesianas da economia a ambos os tipos de choques: um aumento nos tributos

tem efeitos negativos na produção e no consumo, enquanto uma inovação positiva na despesa pública produz efeitos positivos nas outras variáveis.

Perotti (2002) adiciona o nível de preço e a taxa de juros nominal ao modelo construído por Blanchard e Perotti (2002) e estende a aplicação a outros países, para o período de 1960 a 2001. A evidência encontrada confirma os resultados alcançados em Blanchard e Perotti (2002), mas indica que os efeitos da política fiscal no PIB e em seus componentes ficaram substancialmente fracos nos últimos 20 anos, fato consistente com o que predizem os modelos keynesianos desenvolvidos recentemente, ou seja, multiplicadores do gasto e do imposto menores. Segundo o autor, a justificativa para isso é o aumento no grau de abertura das economias, mudança no regime cambial de fixo para flexível e as possíveis mudanças nos regimes de política monetária.

Por último, destaca-se na abordagem agnóstica. Mountford e Uhlig (2005) utilizaram as mesmas variáveis fiscais de Blanchard e Perotti (2002), e abordagem de identificação baseada na imposição de restrições nos sinais das funções de respostas ao impulso com base na teoria. Para tanto, identificam um choque de ciclo empresarial impondo movimento na mesma direção para a produção, consumo, investimento não familiar e renda de governo durante quatro trimestres depois do choque. Os autores consideram choques ortogonais de ciclo de negócios, de política monetária e fiscal como independentes. Mountford e Uhlig (2005) identificam a variação inesperada nos gastos públicos por uma resposta positiva da despesa até quatro trimestres depois do choque e efeito negativo na resposta do investimento.

Mais recentemente, Favero e Giavazzi (2007) incluem a dívida pública no VAR utilizado em Blanchard e Perotti (2002), e argumentam que os modelos VAR tipicamente usados para estimar os efeitos dos choques fiscais sobre várias variáveis macroeconômicas (como produção e consumo privado) compartilham de duas fraquezas: *i*) eles não guardam o caminho da dinâmica da dívida que surge após um choque fiscal; e *ii*) como a relação de dívida evolui com o passar do tempo os modelos VAR tipicamente usados negligenciam a possibilidade de os impostos e os gastos responderem ao nível da dívida. Os autores argumentam que omitir a realimentação da dívida pode resultar em estimativas incorretas dos efeitos dinâmicos dos choques fiscais. Em particular, a ausência de um efeito dos choques fiscais nas taxas de juros de longo prazo, resultado frequente nos estudos que não incluem a dívida pública, pode ser explicada pela má especificação do modelo.

### 3 METODOLOGIA

A seção anterior mostra que, surpreendentemente, pouco se conhece a respeito da política fiscal. Em particular, pouco se conhece a respeito dos efeitos da política

fiscal em economias pequenas, onde é comum o emprego de tal política com o intuito de alcançar resultados keynesianos típicos. Então, os objetivos são: investigar se os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da OCDE; identificar que tipo de ajuste fiscal está em vigor (se o foco está no controle dos gastos, no aumento de impostos ou em ambos – conforme discussão na segunda seção); e que lições se pode tirar sobre o impacto do governo central na economia.

### 3.1 O VAR de referência

O VAR na forma reduzida é composto por três variáveis: os gastos e as receitas do governo e da produção, representada pelo PIB. Defina  $g_t$  a variável gasto como o total de gastos correntes e de capital em bens e serviços. Atribua  $t_t$  à variável impostos líquidos,<sup>1</sup> que representa o total da receita corrente menos transferências (incluindo pagamentos de juros), e faça  $y_t$  ser o produto, todos *per capita* e expressos em logaritmo.<sup>2</sup> A forma reduzida do VAR é como se segue:

$$Z_t = A(L) \cdot Z_{t-1} + U_t \quad (1)$$

onde  $Z_t = [g_t \ t_t \ y_t]'$  é um vetor tridimensional do logaritmo dos gastos, dos impostos líquidos e do produto.  $A(L)$  é um polinômio<sup>3</sup> de defasagem do quarto grau.

O vetor dos resíduos da forma reduzida que, em geral, podem apresentar correlações contemporâneas não nulas é:

$$U_t = [u_t^g \ u_t^t \ u_t^y] \quad (2)$$

### 3.2 A identificação

O principal propósito na estimação do VAR estrutural é obter uma ortogonalização não recursiva dos resíduos para fins de análise da resposta ao impulso. É uma forma alternativa à decomposição recursiva de Cholesky e requer a imposição de restrições para identificar os erros ortogonais como descrito a seguir.

1. Desta parte em diante atribui-se o nome de impostos líquidos, pois a receita tributária representa 86% da receita corrente. Considera-se receita tributária a soma da receita administrada, da contribuição para a previdência social e as demais taxas e contribuições.

2. A definição precisa das variáveis fiscais é feita na seção 4.

3. O primeiro desvio da metodologia ocorre nesse ponto, em virtude do reduzido número de observações que impede a estimação de um grande número de parâmetros. No modelo original tem-se  $A[L, q]$  como um polinômio construído para permitir que o coeficiente em cada defasagem dependa do particular trimestre  $q$  que indexa a variável dependente. Especificamente, o modelo pode ser escrito como segue, onde os  $q_i$  são variáveis *dummies*:  $Y_t = A(L) \cdot Y_{t-1} + A_1(L) \cdot q_1 \cdot Y_{t-1} + A_2(L) \cdot q_2 \cdot Y_{t-1} + A_3(L) \cdot q_3 \cdot Y_{t-1} + U_t$ .

Os resíduos  $u_t^y$ ,  $u_t^t$  e  $u_t^g$  em (1) são movimentos “surpresa” em cada variável e possuem um significado econômico. Eles são combinações lineares de choques estruturais nos tributos, nos gastos e no PIB.

$$\begin{aligned} u_t^g &= \alpha_{g,y} \cdot u_t^y + \beta_{g,t} \cdot e_t^t + e_t^g \\ u_t^t &= \alpha_{t,y} \cdot u_t^y + \beta_{t,g} \cdot e_t^g + e_t^t \\ u_t^y &= \alpha_{y,g} \cdot u_t^g + \alpha_{y,t} \cdot u_t^t + e_t^y \end{aligned} \quad (3)$$

onde  $e_t^t$ ,  $e_t^g$  e  $e_t^y$  são choques estruturais não observáveis e não correlacionados que se deseja recuperar.

Para explicar o sistema de equações em (3), considere-se o VAR estrutural estacionário a seguir, referente à forma reduzida em (1), com restrições contemporâneas sobre as variáveis envolvidas:

$$AZ_t = C(L) \cdot Z_{t-1} + B\varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$$

onde  $Z_t$  é o vetor de variáveis endógenas como definido anteriormente;  $\varepsilon_t = [e_t^g \ e_t^t \ e_t^y]'$  é o vetor de choques estruturais mutuamente não correlacionados. Para estimar os efeitos das mudanças exógenas não antecipadas na política fiscal é necessário recuperar as séries dos choques  $e_t^t$ ,  $e_t^g$ . A matriz que descreve as relações contemporâneas entre as variáveis é representada por  $A$ .  $C(L)$  é uma matriz finita polinomial de defasagem de grau 4.  $B$  é uma matriz que possui elementos unitários na diagonal principal e elementos não nulos fora da diagonal principal, a fim de permitir que um mesmo choque afete diretamente mais do que uma variável do sistema. E assumo que as matrizes  $A$  e  $B$  possuem inversa.

A equação anterior pode ser escrita de forma a explicitar a estrutura dos resíduos de interesse na identificação:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{g,t} & -\alpha_{g,y} \\ -\alpha_{t,g} & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ t_t \\ y_t \end{bmatrix} = C(L)Z_{t-1} + \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & \beta_{g,y} \\ \beta_{t,g} & 1 & \beta_{t,y} \\ \beta_{y,g} & \beta_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$



Investigando-se a forma reduzida dos resíduos, tem-se:

$$AU_t = B\varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{g,t} & -\alpha_{g,y} \\ -\alpha_{t,g} & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & \beta_{g,y} \\ \beta_{t,g} & 1 & \beta_{t,y} \\ \beta_{y,g} & \beta_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

A fim de identificar os parâmetros, são necessárias restrições sobre os elementos das matrizes  $A$ ,  $B$  e  $\Omega$ , que, em geral, são sugeridas pela teoria econômica ou pelo conhecimento institucional.<sup>4</sup> Dessa forma, dois conjuntos de restrições,  $Q_1 \text{vec}(A) = h_1$  e  $Q_2 \text{vec}(B) = h_2$ , são estabelecidos como se segue. Não parece razoável considerar movimentos-surpresa entre as variáveis fiscais, que estão sob o controle do governo. Isso significa que  $\alpha_{g,t} = \alpha_{t,g} = 0$ . Pelo mesmo motivo, há de se considerar as reações automáticas do gasto aos choques estruturais nos impostos líquidos e vice-versa. As respostas automáticas cruzadas das variáveis fiscais a choques “estruturais” nos impostos líquidos ou no gasto do governo são capturadas pelos coeficientes  $\beta_{g,t}$  e  $\beta_{t,g}$ . Como explicitado antes, supõe-se lentidão na política fiscal. As autoridades fiscais não respondem contemporaneamente a choques estruturais no produto, logo  $\beta_{g,y} = \beta_{t,y} = 0$ . Sem perda de generalidade, os movimentos inesperados da atividade econômica ocorrem devido a movimentos-surpresa da política fiscal e a outros choques exógenos.

Dessa forma,

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g,y} \\ 0 & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Essa equação é equivalente ao sistema de equações em (3). A primeira equação mostra que os movimentos inesperados nos gastos no período,  $g_t$ , podem ser causados pela resposta dos gastos a movimentos inesperados no PIB, capturado por  $\alpha_{g,y} \cdot y_t$ , pela resposta automática a choques estruturais nos impostos líquidos, capturados por  $\beta_{g,t} \cdot t_t$ , e por choques estruturais nos gastos,  $e_t^g$ . Comentários análogos podem explicar a segunda equação para os movimentos inesperados dos impostos líquidos.

4. E algumas vezes são impostas apenas por conveniência.

A terceira equação mostra que movimentos inesperados na produção têm origem nos movimentos-surpresa nos tributos, nos gastos públicos, ou outros choques na atividade econômica.

Note-se que a estimação da equação, por exemplo, de  $u_t^t$  em  $u_t^y$  por mínimos quadrados ordinários (MQO) não produz estimativas consistentes, dado que o produto pode responder contemporaneamente a choques nos impostos líquidos. Esse procedimento seria equivalente à decomposição de Choleski, a qual considera que as decisões de gasto público seguem às de tributação. A ortogonalização de Choleski na ordem inversa, equivalente a dizer que as variáveis fiscais antecedem o produto, também não produz estimativas corretas. Caso algum dos coeficientes estimados seja diferente de zero,  $\alpha_{g,y}$  ou  $\alpha_{t,y}$ , recuperaria novamente uma combinação linear dos outros choques. A metodologia utilizada para identificar esse sistema pode ser dividida em três partes. Primeiro, a construção dos parâmetros  $\alpha_{g,y}$  e  $\alpha_{t,y}$  depende das informações institucionais sobre os impostos, os gastos e as transferências.

Em geral, esses coeficientes podem capturar dois diferentes efeitos da atividade econômica sobre os tributos e os gastos: o efeito automático da atividade econômica sobre os tributos e os gastos via estabilizadores automáticos embutidos no código tributário ou em política anticíclica de transferências e os ajustes discricionários na política fiscal em resposta a eventos inesperados no período.

A chave para o procedimento de identificação está na frequência dos dados. O uso de dados trimestrais pode eliminar a possibilidade de ajustes discricionários na política fiscal. Evidências empíricas sugerem que um trimestre pode não ser suficiente para que os formuladores de políticas aprendam sobre choques no PIB, decidam sobre quais medidas fiscais tomarão em resposta, passem essas medidas pelo Legislativo e, finalmente, as implementem. O mesmo não se pode dizer em caso de dados com frequência anual. Em algum grau, a política fiscal pode ser ajustada em resposta às mudanças inesperadas no PIB dentro do ano. Portanto,  $\alpha_{g,y}$  e  $\alpha_{t,y}$  são construídos de elasticidades do gasto do governo dos impostos líquidos em relação ao produto.

No entanto, há ainda o problema da estimação, pois  $u_t^t$  e  $u_t^g$  são correlacionados. Para construir as elasticidades-produto do gasto e dos impostos líquidos conta-se com informação independente e a próxima seção discutirá a metodologia de construção.

Segundo, dadas as elasticidades  $\alpha_{g,y}$  e  $\alpha_{t,y}$ , é possível construir resíduos ciclicamente ajustados dos tributos e dos gastos na forma reduzida.

$$\begin{aligned} u_t^{t,CA} &\equiv u_t^t - \alpha_{t,y} u_t^y = \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t \\ u_t^{g,CA} &\equiv u_t^g - \alpha_{g,y} u_t^y = \beta_{g,t} e_t^g + e_t^g \end{aligned} \quad (4)$$

O interesse em construir os choques ajustados ciclicamente é utilizá-los como instrumentos na estimação dos coeficientes  $\alpha_{y,t}$  e  $\alpha_{y,g}$ , na terceira equação do sistema de equações em (3). Assim construídos,  $u_t^{g,CA}$  e  $u_t^{t,CA}$  provavelmente guardem pouca ou nenhuma correlação com  $e_t^y$ .

O terceiro e último passo gera a identificação dos dois choques estruturais  $e_t^t$  e  $e_t^g$ . Para isto, é necessário considerar a ordenação relativa dos dois choques de política fiscal ciclicamente ajustados e estimar os parâmetros que restam no sistema (3),  $\beta_{g,t}$  e  $\beta_{t,g}$ . Pode-se assumir que choques nos impostos ocorrem primeiro. Nesse caso,  $\beta_{t,g} = 0$  e estima-se  $\beta_{g,t}$  por uma regressão de mínimos quadrados simples do resíduo dos gastos públicos ciclicamente ajustados  $u_t^{g,CA}$  sobre os resíduos dos impostos ciclicamente ajustados  $u_t^{t,CA}$ . Com procedimento análogo porém, ao contrário, assume-se que as decisões de gastos vêm primeiro, então  $\beta_{g,t} = 0$  e estima-se  $\beta_{t,g}$ .

Na ausência de uma regra de política bem estabelecida, é difícil pensar em razões plausíveis para selecionar uma forma ortogonal em vez da outra. Entretanto, a robustez dos resultados às duas ordenações alternativas é um indicativo de qual tipo de ajuste fiscal está em vigor, ou seja, o ajuste fiscal do período em análise ocorre via controle do gasto, aumento de impostos ou ambos.

#### 4 A ELASTICIDADE-PRODUTO DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS E DO GASTO

As duas variáveis fiscais usadas no VAR de referência – impostos líquidos e gastos do governo – são definidas como se segue:

*Gasto do governo* = consumo do governo + formação de capital total do governo.

*Consumo do governo* = aquisição de bens, corrente e capital, e serviços – execução direta e descentralizada.

*Formação de capital total do governo* = formação bruta de capital fixo + aquisição de ativos financeiros (formação ou aumento de capital de empresas e aquisição de títulos de capital já integralizados) + execução descentralizada de investimento.

*Impostos líquidos* = receita corrente – transferências.

*Receita corrente* = impostos + taxas + contribuições + receitas patrimoniais + receitas de serviços + outras receitas correntes.

*Transferências* = transferências a pessoas + transferências ao setor privado + pagamento de juros.

*Transferências a pessoas* = previdência social (pública e privada) + subsídios a pessoas (auxílios financeiros a pessoas).

*Transferências ao setor privado* = subsídios + subvenções sociais.

Os coeficientes  $\alpha_{t,y}$  e  $\alpha_{g,y}$  no sistema de equações (3) são médias ponderadas da elasticidade de cada componente dos impostos líquidos e dos gastos públicos em relação ao produto.

Considere-se as elasticidades-produto dos impostos líquidos. Escreva o nível de tributos líquidos  $T$ , como  $T = \sum T_i$ , onde  $T_i$  positivo corresponde aos tributos,  $T_i$  negativo corresponde às transferências. Seja  $Y$  o PIB e  $B_i(Y)$  a base tributária correspondente a  $T_i$  (ou, no caso das transferências, o agregado relevante para o programa de transferências, isto é, desemprego – para benefícios de desemprego) e  $\omega_i$  é a alíquota. Pode-se escrever a elasticidade dos tributos líquidos com respeito ao produto,  $\alpha_{t,y}$ , como:

$$\alpha_{t,y} = \sum_i \eta_{T_i, B_i} \cdot \eta_{B_i, Y} \cdot \frac{T_i}{T} \quad (5)^5$$

onde  $\eta_{T_i, B_i}$  denota a elasticidade dos tributos do tipo  $i$  em relação a sua base, e  $\eta_{B_i, Y}$  denota a elasticidade da base do tributo em relação ao PIB em nível ( $Y$ ).

A elasticidade-produto de cada componente das receitas de impostos é construída pela decomposição das receitas tributárias em alíquotas e base tributária. Dessa forma, a receita administrada e a contribuição para a previdência podem ser decompostas em sete categorias: *i*) o comércio exterior – Imposto de Importação (II) + Imposto de Exportação (IE); *ii*) produção industrial – Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI); *iii*) renda das empresas – Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e Contribuição sobre o Lucro Líquido (CSSL); *iv*) renda dos indivíduos – Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) e Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF); *v*) movimentação financeira – Contribuição sobre a Movimentação Financeira (CPMF); *vi*) faturamento – Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) e Contribuição para o Programa de Integração Social (PIS) e para o Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP);<sup>6</sup> e *vii*) folha de pagamentos – Contribuições para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e a Contribuição para o Regime de Previdência dos Servidores.

A decomposição anterior prioriza a base de incidência e sua relação com a atividade econômica. Sendo assim, atribui-se à categoria “demais receitas” aquelas

5. A expressão (5) acima é uma versão da elasticidade de funções compostas e fácil de ser demonstrada. Pela regra da cadeia:

$$\frac{\partial T}{\partial Y} = \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \quad \text{E, Para obter a elasticidade na equação (5), basta fazer: } \frac{Y}{T} \frac{\partial T}{\partial Y} = \frac{Y}{T} \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{B_i}{T_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \frac{T_i}{B_i} = \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{B_i}{T_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \frac{Y}{B_i} \frac{T_i}{T}$$

6. Há duas modalidades de contribuição para o PIS/PASEP: sobre o faturamento e sobre a folha, sendo que a segunda representa a menor parcela na arrecadação.

receitas que não dependem de forma direta ou fortemente da atividade econômica e aquelas que não representam parcela significativa da arrecadação<sup>7</sup> – Imposto Territorial Rural (ITR); Imposto sobre Movimentações Financeiras (IOF); Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide-Combustíveis);<sup>8</sup> Contribuições para o Fundo Especial de Desenvolvimento e Aperfeiçoamento das Atividades de Fiscalização (FUNDAF); e taxas, outras contribuições, receita patrimonial, receita de serviços e outras receitas correntes.

A formalização abaixo é uma aproximação das estimativas de elasticidades anuais produzidas pela OCDE. Ver, por exemplo, *Giorno et al. (1995)*.<sup>9</sup> Considere-se os impostos diretos sobre os indivíduos, tipicamente a maior componente das receitas tributárias, ou seja, contribuições para a previdência social, IRPF e IRRF sobre rendas do trabalho. Pode-se escrevê-los como:

$$T_{i,t} = \omega_i(W_t) \cdot W_t(E_t) \cdot E_t(Y_t) \dots \quad (6)$$

onde  $T_{i,t}$  é o total do imposto  $i$  sobre os indivíduos,  $\omega_i$  é a alíquota,  $W_t$  é o salário real,  $E_t$  é o emprego,  $Y_t$  é o produto. Então,  $W_t E_t$  é a base tributária. Representando por letras minúsculas o logaritmo e diferenciando totalmente, obtém-se:

$$dt_{i,t} = \frac{\partial \omega_i}{\partial w_t} dw_t + \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t + \frac{\partial w_t}{\partial e_t} de_t \dots \quad (7)$$

Reescrevendo,

$$dt_{i,t} = \left[ \left( \frac{\partial \omega_i}{\partial w_t} + 1 \right) \frac{\partial w_t}{\partial e_t} + 1 \right] \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t \dots \quad (8)$$

em que  $dw_t = \frac{\partial w_t}{\partial e_t} \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t$ ;  $de_t = \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t$

7. A rigor, algumas das receitas incluídas no grupo "demais receitas" podem sofrer influência do produto. Entretanto, não são representativas da base da arrecadação e também não são, exatamente, o objeto da política fiscal. Por exemplo, devido a sua base de incidência, o IOF pode ser visto como um instrumento auxiliar de política monetária e cambial. Além disso, não é desenhado para fins de arrecadação.

8. A Cide-Combustíveis tem por base tributária as remessas para o exterior e o combustível, e começou a gerar receitas a partir de janeiro de 2002.

9. A elasticidade-produto do gasto público é uma extensão da metodologia utilizada para os países da OCDE.

O termo que multiplica  $dy_p$  no lado direito da equação (8), é equivalente à elasticidade-produto do tributo  $T_p$ ,  $\eta_{T_i, B_i} \cdot \eta_{B_i, Y}$ , na equação (5).

O anexo descreverá, em detalhes, como são obtidas as elasticidades de cada componente dos impostos líquidos.

## 5 OS DADOS

Nesta seção, são discutidas as variáveis fiscais *imposto líquido* e *gastos do governo*. A carência de dados macroeconômicos homogêneos e suficientemente longos sobre o setor público contribui para a escassez de pesquisas nesta área, principalmente em economias pouco desenvolvidas. Obter séries como as que são consideradas nesta pesquisa e que foram construídas quase manualmente a partir da agregação das informações institucionais de diversas fontes torna a investigação empírica custosa.

Conhecidas as séries, será de interesse investigar a relação entre a política fiscal e os ciclos de negócios no período. Por último, serão analisadas as propriedades dos dados, tais como a estacionariedade, por intermédio de testes formais – Dickey e Fuller Aumentado (ADF); Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS); e de Phillips-Perron (PP) e a identificação de tendência.

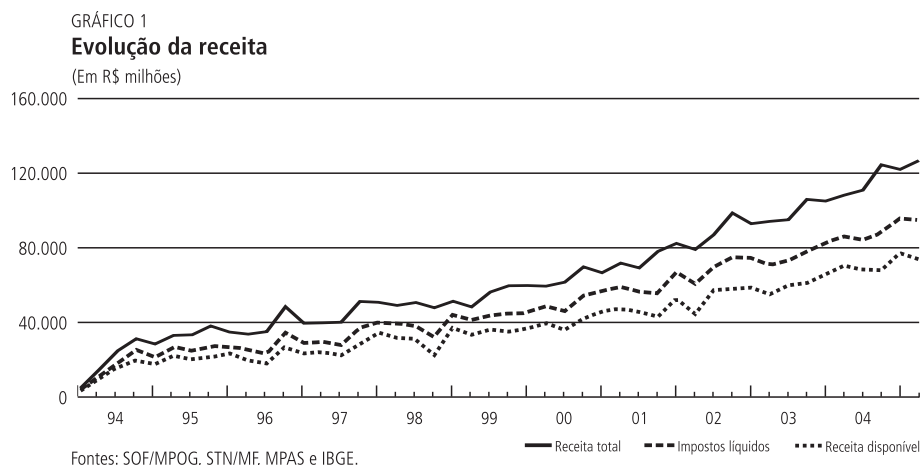
### 5.1 Construção e composição das variáveis fiscais

Os impostos líquidos são a receita corrente<sup>10</sup> subtraída das transferências a pessoas, dos subsídios e do pagamento de juros pelo governo. É importante ressaltar que os impostos e contribuições são líquidos de restituições, multas, juros e dívida ativa, a fim de evitar erros de medida na construção das elasticidades. Observe-se que, se o objetivo for analisar a dinâmica dos efeitos de choques nos gastos e nos tributos sobre a atividade econômica, é importante que a receita de impostos e contribuições não seja líquida da parcela das transferências constitucionais e legais aos estados e municípios.

No entanto, quando o objetivo da análise for o déficit, a medida correta da receita líquida é sem as transferências constitucionais e legais de impostos e contribuições. Ainda, a medida de déficit de interesse leva em conta o pagamento líquido de juros – os pagos menos os recebidos –, já que juros recebidos compõem a receita corrente, mais especificamente na rubrica “receita de serviços”.

10. A receita corrente do governo federal é composta pelas receitas de impostos, de taxas, de contribuições patrimonial, agropecuária, industrial, de serviços, transferências correntes e outras receitas correntes. Para fins desta pesquisa, considera-se a receita corrente do governo federal exceto a receita agropecuária, a receita industrial e a de transferências correntes, que não estão disponíveis para todo o período em análise. Juntas, a receita agropecuária, a receita industrial e a de transferências correntes representam cerca de 1% da receita corrente total para os anos em que estão disponíveis.

O gráfico 1 mostra a evolução trimestral da receita total, dos impostos líquidos (receita total menos transferências a pessoas, ao setor privado e pagamento de juros líquidos) e da receita disponível (impostos líquidos menos as vinculações constitucionais e legais de receitas), todas em R\$ milhões.



O gasto do governo é composto essencialmente pelo consumo de bens correntes e de capital e de serviços do orçamento fiscal e da seguridade social, de execução orçamentária direta ou descentralizada (transferências voluntárias a outras esferas de governo).<sup>11</sup> As fontes são os órgãos oficiais de arrecadação e execução financeira e orçamentária: Secretaria de Orçamento Federal, do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (SOF/MPOG); Secretaria do Tesouro Nacional, do Ministério da Fazenda (STN/MF); Secretaria da Receita Federal, do Ministério da Fazenda (SRF/MF); e o Ministério da Previdência e Assistência Social (MPAS). As séries fiscais referem-se ao governo federal. O PIB provém das Contas Nacionais Trimestrais, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Em geral, tem-se como sinônimo de gasto do governo a despesa de custeio, ou seja, o que a administração pública consome para programar, executar e manter suas atividades e ações. O conceito adotado nesta pesquisa é mais amplo, pois envolve despesas correntes e de capital, e é mais preciso, pois se constroem as séries a partir de cuidadosa escolha das rubricas orçamentárias. A fim de manter a definição de gasto do governo, fazem-se necessários dados suficientemente desagregados.

11. Como não há séries disponíveis com as características desejadas, fez-se necessário construí-las a partir das informações de execução financeira das diversas fontes institucionais. Isso exige um metucioso trabalho. Certamente as constantes reestruturações do plano de contas ou nas classificações das despesas e receitas, como, por exemplo, dos códigos de "natureza da despesa e da receita" ou na classificação "Funcional-Programática", dificultam sobremaneira o alinhamento da série no tempo.

As séries fiscais do lado da despesa, como “gasto do governo”, “transferências” e “pagamento de juro”, são agregações dos “elementos de despesa” – o menor nível de desagregação do plano de contas –, os quais registram, na contabilidade pública, os lançamentos de gastos com a coisa ou o serviço que será adquirido. No entanto, não basta agregá-los. Há outras instâncias na classificação a serem consideradas, tais como “modalidade de aplicação”.

Outro ponto relevante é diferenciar a execução descentralizada das transferências genuínas. Nesse caso, é necessário analisar o detalhe da despesa e verificar na ação orçamentária (projeto e atividade) do responsável pela execução qual é exatamente o objeto do gasto. Como principal exemplo, tem-se o elemento de despesa “42-Contribuições” que figura em grande parte dos grupos de despesas, modalidades de aplicação. Isso descarta o uso de qualquer agregado de despesa, tais como despesa corrente ou grupo de despesa.

Ainda, é necessário levar em conta os efeitos das diversas inovações no orçamento e nas classificações da despesa no tempo, bem como na responsabilidade de execução. Essa é outra razão para construir as séries fiscais a partir do elemento de despesa, que é a rubrica orçamentária mais estável ao longo dos anos. Por outro lado, as inovações no orçamento eliminaram um grande problema nos dados. Até 1998, perdurou um problema contábil: dupla e até tripla contagem de dotações orçamentárias. Por exemplo, era comum a criação de fundo, em geral em forma de unidade orçamentária, com objetivos puramente contábeis. Ligados a um ministério, funcionavam como controle estaque de receitas e despesas.

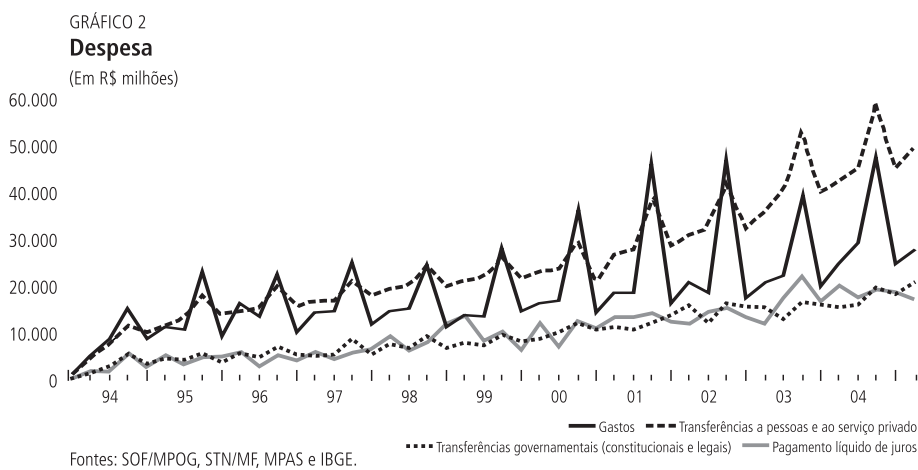
O problema é que todo o movimento orçamentário entre o fundo e a pasta ministerial à qual o fundo se vinculava era naturalmente registrado. É claro que isto não é o gasto público, o objeto da análise. Então, para corrigir esse viés nos dados, é preciso considerar como gasto público apenas o destino final dos recursos. Todavia, isso não é tarefa fácil, pois a identificação da dupla ou tripla contagem só é possível com conhecimento institucional e por intermédio da interação entre dados de despesa e receita, e da análise pormenorizada dos orçamentos e do Balanço Geral da União (BGU) em cada ano.

Então, uma pesquisa que confie nos dados de gastos do orçamento neste período, com qualquer frequência, sem conhecer o viés apontado acima, incorrerá em grande erro de medida. Para se ter ideia, a soma dos orçamentos fiscal e da seguridade social em 1994 totalizou R\$ 176,2 bilhões. Para esse ano, foram identificados cerca de R\$ 32,0 bilhões em lançamentos duplos ou triplos, ou seja, 18,2% do total registrado nos boletins. Então, o verdadeiro valor de execução orçamentária é de R\$ 144,2 bilhões. Em 1995 esse número é ainda maior. Em R\$ 307,9 bilhões de orçamento, foram identificados cerca de R\$ 60,5 bilhões (19,6%) em dupla contagem.



As séries de transferências são a soma das transferências constitucionais e legais mais as transferências voluntárias. Por exemplo, a série de transferências a pessoas é a soma das transferências voluntárias mais as constitucionais e legais. São as despesas previdenciárias, aposentadorias, pensões, outros benefícios previdenciários e subsídios a pessoas. O mesmo princípio é aplicado às demais, com exceção das transferências a governos, que somam apenas as transferências constitucionais e legais.

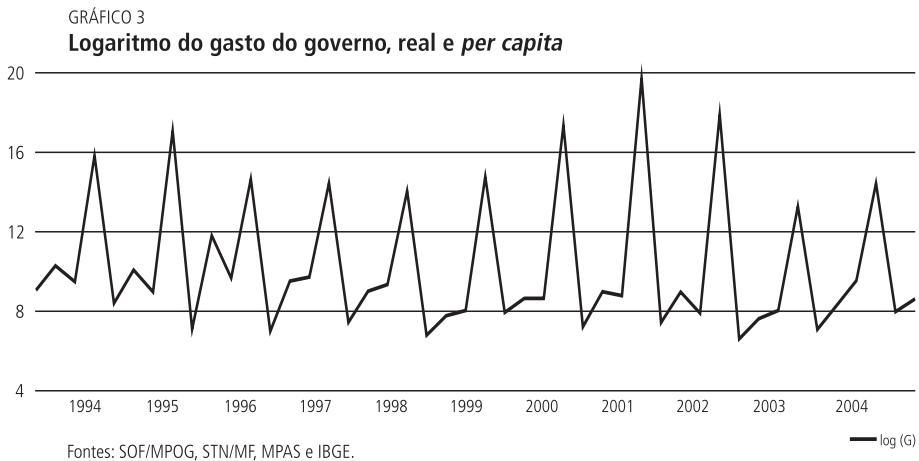
O gráfico 2 demonstra a evolução a preços correntes do gasto do governo – a soma do consumo mais investimento mais transferências voluntárias a governos –, transferências a pessoas e ao setor privado (TP e SP), transferências constitucionais e legais a outras esferas de governo [TG(c, l)] e o pagamento de juros. É notório o crescimento nas despesas com previdência social, a maior parcela das transferências a pessoas. Também é possível perceber o efeito do ajuste fiscal implementado em 1998. Na primeira metade da amostra, a inclinação da série do gasto público sugere apenas um crescimento automático, com estabilidade e alguma queda no baixo nível de investimento público.



Para o período em análise, 1994:1 a 2005:2, é possível coletar dados fiscais com razoável desagregação e frequência mensal. Entretanto, utilizam-se séries trimestrais devido à relevância dessa periodicidade na identificação dos choques fiscais. Todas as séries são reais, deflacionadas pelo deflator implícito do PIB *per capita* e expressas em logaritmo. Aplica-se a rotina do Eviews “Método X-11”, com alguma variante, para o ajuste sazonal em todas as séries.<sup>12</sup>

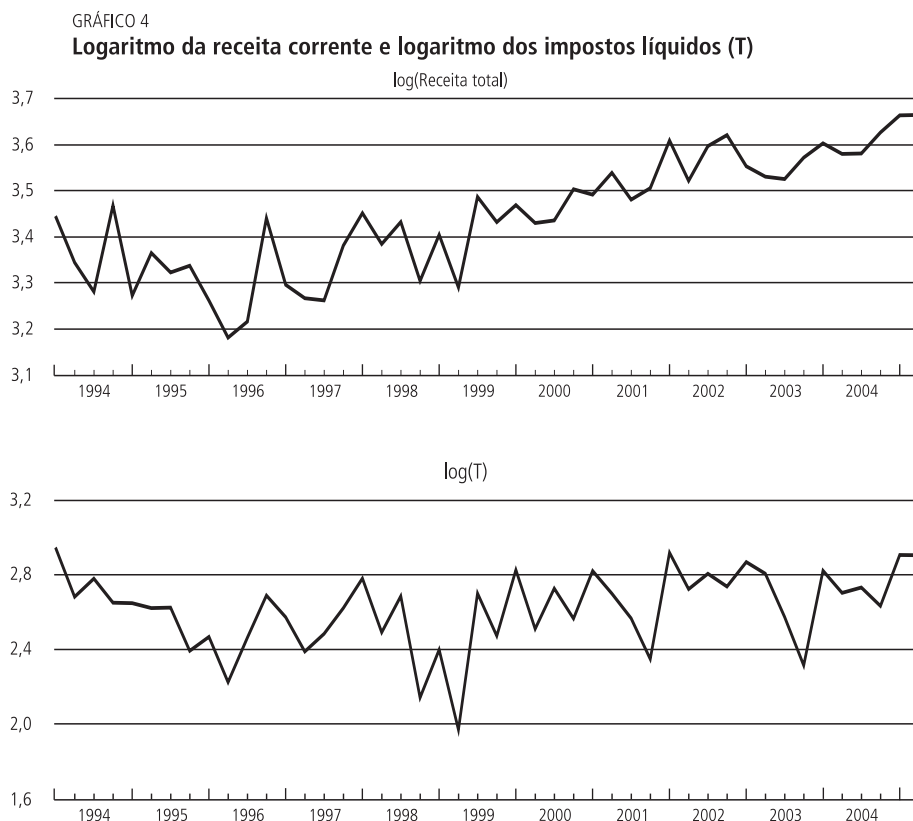
12. Para o logaritmo do produto o Modelo ARIMA (4 1 4)(0 0 0), [AIC -243,8; AICC (F-corrected-AIC) -234,07]; para a série do logaritmo do gasto o Modelo ARIMA (0 1 1)(0 1 1), [AIC -54,7; AICC (F-corrected-AIC) -54,07]; e para a série do logaritmo dos impostos líquidos o Modelo ARIMA (2 1 1)(1 0 1), [AIC -31,16; AICC (F-corrected-AIC) -9,16].

No que diz respeito ao gasto do governo, ou simplesmente “gasto”, a necessidade de ajuste sazonal advém, em grande parte, do efeito do “contingenciamento orçamentário”. A prática corrente e ao longo de todo o período em análise é repressar a execução do orçamento no início de cada exercício via “Decreto de Contingenciamento”. À medida que as metas fiscais de superávit primário são alcançadas, ocorre a expansão dos limites de gasto para execução. Como há uma data limite para o empenho da despesa em dezembro de cada ano, o resultado é um salto nos gastos no último trimestre de cada ano, conforme demonstrado no gráfico 3. Coincidentemente, no mesmo período em que, em geral, se observa uma aceleração na atividade econômica.



Já as receitas tributárias sofrem os efeitos da legislação, que acabam por impor padrões sazonais na arrecadação. Por exemplo, o 13º salário é pago em duas parcelas, mas o recolhimento das contribuições sociais ocorre de uma só vez, no momento do pagamento da segunda parcela, entre novembro e dezembro. Sabe-se ainda que as receitas tributárias também estão sujeitas aos efeitos sazonais da atividade econômica. O gráfico 4 exibe a receita total e a variável fiscal de interesse, os impostos líquidos.

As expressivas quedas nos impostos líquidos ao final de 2003 e 2001 estão relacionadas com a fórmula de cálculo. Por exemplo, em dezembro de 2003 ocorre pagamento de juros da monta de R\$ 10,3 bilhões, dos quais cerca de R\$ 9,1 bilhões são referentes a juros da dívida interna. A próxima seção avaliará se a política fiscal no período em análise poderia ser classificada como pró-cíclica.



Fontes: SOF/MPOG, STN/MF, MPAS e IBGE.

Nota: T= receita corrente subtraída das transferências a pessoas, dos subsídios e do pagamento de juros, todos reais e *per capita*.

## 5.2 A política fiscal e o ciclo de negócios<sup>13</sup>

Os modelos-padrão keynesianos recomendam política fiscal anticíclica para amenizar as flutuações econômicas, ou seja, durante as recessões o governo deve aumentar os gastos e reduzir impostos. Durante as expansões a política fiscal deve ser restritiva para impedir o superaquecimento e gerar poupança pública. De posição teórica oposta, os modelos de redução de impostos nos moldes propostos em Barro (1979), indicam que a política fiscal deve permanecer neutra durante o ciclo de negócios, agindo apenas na presença de inovações que afetem a restrição orçamentária intertemporal do governo.

Para avaliar as propriedades da política fiscal e dos ciclos de negócios, considere-se a metodologia comum de volatilidade, mensurada pelo desvio-padrão, e o comovimento segundo as medidas das correlações da produção e das variáveis fiscais.

13. A discussão nesta seção e nas seções seguintes considera as séries com ajuste sazonal.

A tabela 1 e o gráfico 5 apresentam as evidências de volatilidade e do comovimento entre os componentes cíclicos do produto e das variáveis fiscais, construídos por intermédio do filtro Hodrick-Prescott. O ciclo dos impostos líquidos se mostra duas vezes mais volátil do que o do gasto do governo ou, de outra forma, entre as variáveis fiscais, o gasto possui maior rigidez. Isso se explica em parte pela construção da variável de receita, impostos menos transferências, e também pelos arranjos fiscais adotados no período. Já o ciclo do produto possui a menor volatilidade. Ambas as correlações contemporâneas positivas confirmam a política fiscal pró-cíclica no período.

Moderada, porém positiva, a correlação contemporânea entre os impostos líquidos e o produto possui informação relevante. Não chega a ser surpresa que as receitas fiscais sejam pró-cíclicas. No entanto, ao se considerarem (com sinal negativo) as transferências e o pagamento líquido de juros, os impostos líquidos capturam os efeitos da política tributária e das reformas estruturais como a da previdência, e são indicativos de que a política de superávit parece crível. Note-se ainda que o maior efeito da componente cíclica da atividade econômica sobre os impostos líquidos ocorre após um trimestre.

O gasto público, apesar de pró-cíclico, tem participação decrescente no produto ao longo do período, conforme demonstra o gráfico 6. O comportamento pró-cíclico do gasto do governo não é um fenômeno raro. A título de exemplo, durante a “crise tequila”, em 1995, quando Argentina e México enfrentaram grandes choques em suas contas de capital e entraram em profunda recessão, ambos os países reagiram com política fiscal restritiva. O arranjo fiscal nestes países foi feito via corte de gastos e aumentos de tarifas – impostos sobre a renda do trabalho na Argentina e imposto sobre o valor agregado, no México.

Observe-se que a medida de superávit abaixo é equivalente a tomar  $\log(T/Y) - \log(G/Y)$  e representa bem a política fiscal de superávit como forma de ajuste fiscal.

O resultado acima encontra suporte empírico na pesquisa de Ellery, Gomes e Sachsida (2002), na qual relatam o comportamento pró-cíclico entre o gasto público, com métrica no conceito das Contas Nacionais, e o produto nacional bruto para dados anuais entre 1950 e 1995. Os resultados indicam que o governo brasileiro tende a aumentar o gasto sempre que tiver oportunidade.

A explicação para a política fiscal pró-cíclica em economias emergentes tem duas vertentes: mercados de crédito internacionais imperfeitos e economia política. Os argumentos com base na imperfeição dos mercados de crédito internacionais são mais aceitos, e defendem que as economias emergentes têm acesso restrito ao mercado de crédito em períodos conturbados. Na impossibilidade de financiar seus déficits fiscais, os formuladores de política fiscal são levados a cortar gastos e a aumentar impostos de forma pró-cíclica.

TABELA 1

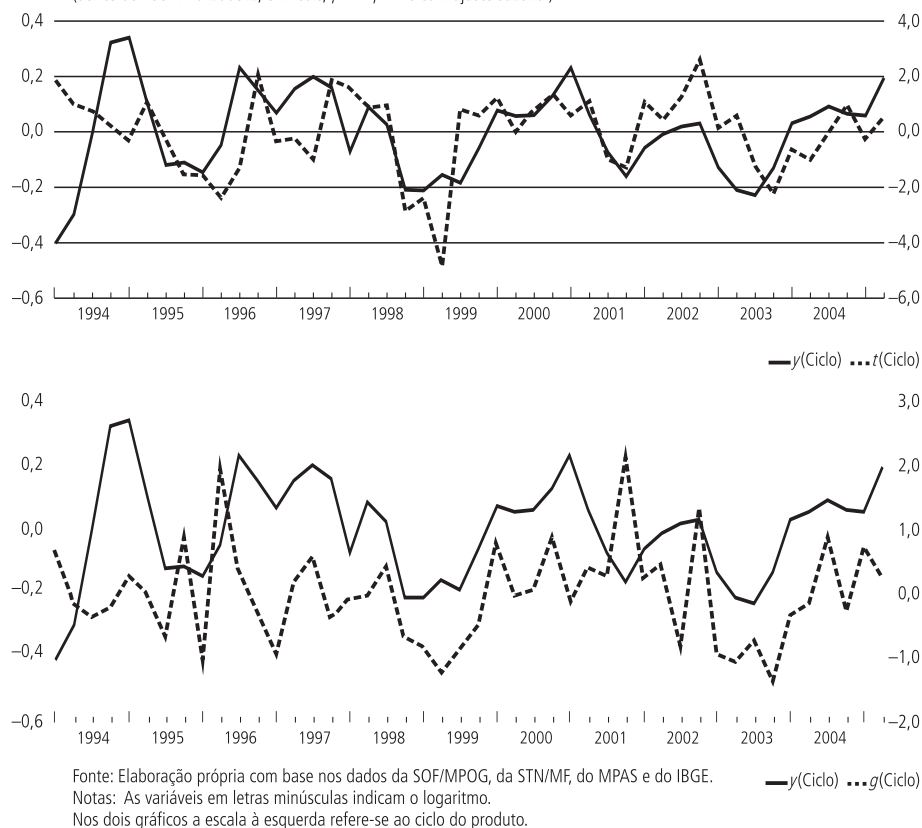
**Componente cíclico**(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita*, e com ajuste sazonal)

$X$	$\sigma_x$ %	$\text{Corr}(X_{t-1}; Y_t)$	$\text{Corr}(X_t; Y_t)$	$\text{Corr}(X_{t+1}; Y_t)$
$G$	7,76	0,2019	0,2173	0,1751
$T$	14,75	0,0945	0,2450	0,3513
$Y$	1,62	0,6445	1,0000	0,6445

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Notas: As variáveis são logaritmo dos impostos líquidos ( $t$ ), do gasto do governo ( $g$ ) e do produto ( $y$ ). As estatísticas se baseiam em dados filtrados pelo método Hodrick-Prescott.

GRÁFICO 5

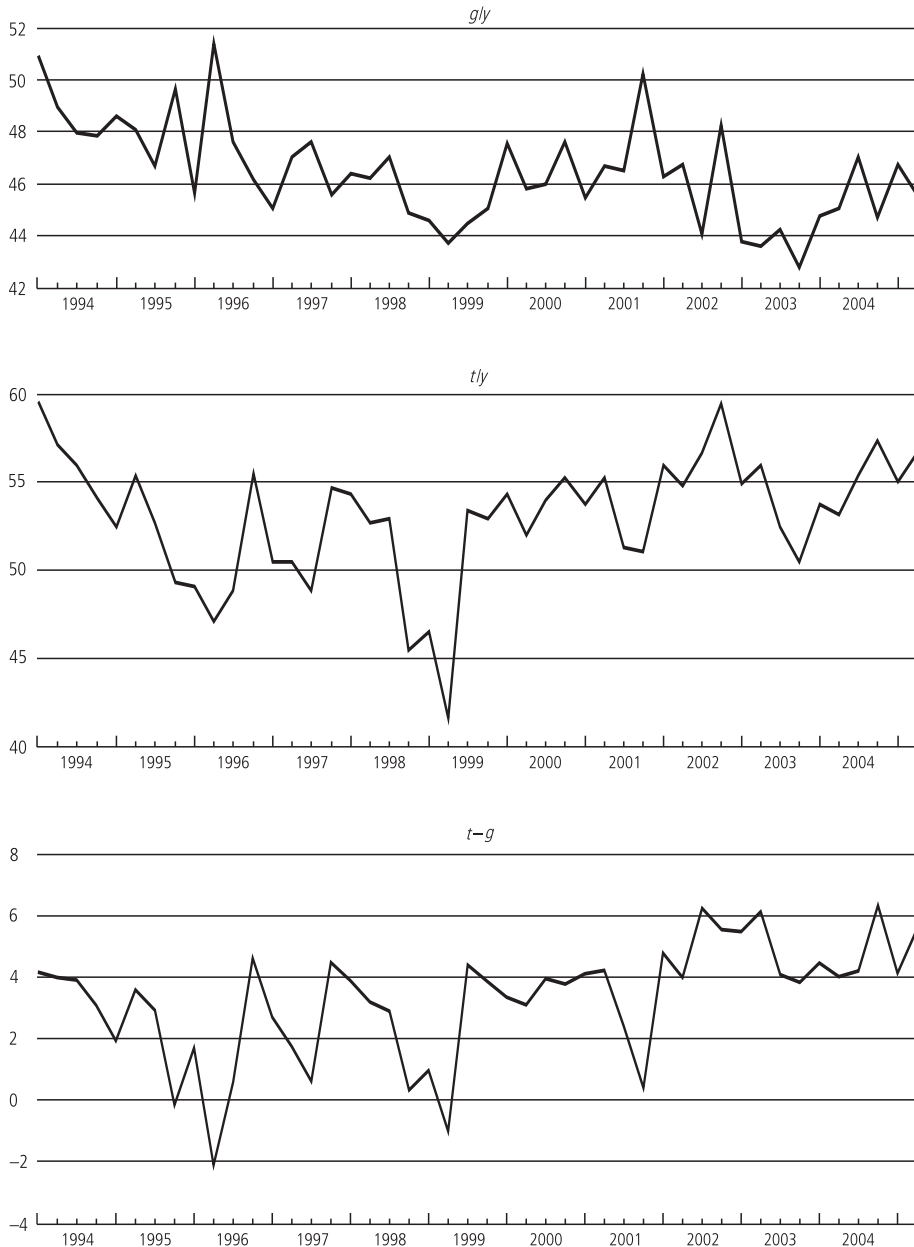
**Ciclos dos impostos líquidos, gasto do governo e do produto**(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita* e com ajuste sazonal)

Já os argumentos da economia política baseiam-se na ideia de que as decisões de política fiscal são coletivas e dependem do processo político. Decisões coletivas podem resultar em ineficiência da política fiscal durante o ciclo de negócios, do ponto de vista do bem-estar social. Isto é, durante períodos de prosperidade, os aumentos de receitas não são poupados, e nas recessões o governo é levado a tomar medidas pró-cíclicas para fazer face às restrições orçamentárias.

GRÁFICO 6

### Impostos líquidos em relação ao PIB, gasto do governo em relação ao PIB e superávit ( $t-g$ )

(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita* e com ajuste sazonal)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Nota: As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo.

### 5.3 Propriedades e identificação de tendências

Como passo final na caracterização das séries, inicia-se a discussão sobre a validade da hipótese  $I(1)$  para cada uma das variáveis consideradas na análise. A tabela 2 sumariza os resultados dos testes de raízes unitárias ADF, KPSS e de PP para as séries em nível e em primeira diferença no caso do produto, isto é, para os tributos líquidos  $t_t$ ; gasto do governo  $g_t$ ; e produto  $y_t$ ,  $\Delta y_t$ .

Todos os testes levam em conta uma constante, exceto no caso da primeira diferença do logaritmo do produto. Utilizou-se o critério de Schwarz para a forma geral até nove defasagens e a melhor representação se obtém com as variáveis explicativas defasadas de um período. A julgar pelas estatísticas testes na tabela 2, vê-se que a regressão caracterizada pela equação (1) não é espúria com a primeira diferença do produto em substituição ao produto em nível.

De um modo geral, o gráfico 7 valida tal conclusão, enquanto a inspeção visual não permite identificar claramente a presença de tendências, exceto para o produto que se desenvolve com suave crescimento no tempo. Para caracterizar a série do produto, foram aplicados testes formais no intuito de identificar a presença de tendências estocástica ou determinística. No entanto, apesar de visualmente ser plausível a hipótese, as estimativas não falam conclusivamente a favor da presença de tendência.

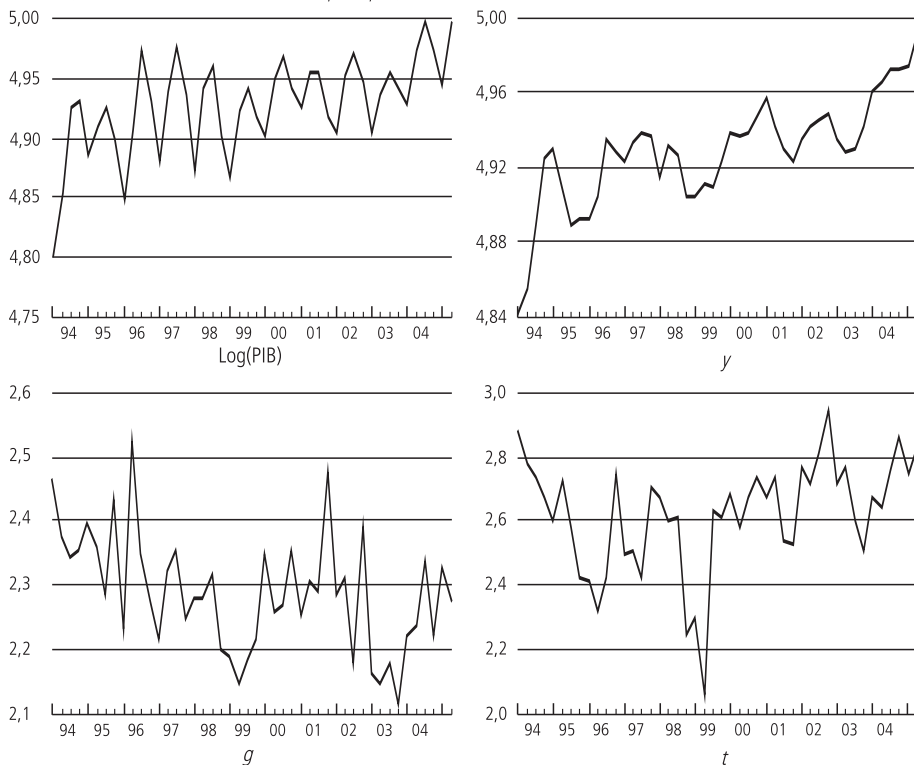
Diante desses resultados, estima-se o VAR de referência com todas as variáveis em nível, exceto o produto que se considera a primeira diferença. O segundo desvio da metodologia está no próximo passo. A seleção das defasagens incluídas no VAR foi determinada pelos critérios de informação convencionais que, conclusivamente, indicaram apenas uma defasagem em cada variável, conforme descreve a próxima seção.

TABELA 2  
Teste de estacionariedade

	Valores críticos		
	ADF	KPSS	PP
1%	-3,5847	0,7390	-3,5847
5%	-2,9281	0,4630	-2,9281
Estatística	t – (valor-p)	LM	t – (valor-p)
$g_t$	-5,3104 – (<0,01)	0,4590	-5,3423 – (<0,01)
$t_t$	-3,6243 – (<0,01)	0,3129	-3,6241 – (<0,01)
$y_t$	-2,5123 – (0,119)	0,8665	-2,6053 – (0,099)
$\Delta y_t$	-5,7446 – (<0,01)	0,1388	-4,4814 – (<0,01)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

GRÁFICO 7

**PIB, gasto do governo e impostos líquidos**(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita*)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Nota: As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo da série com ajuste sazonal.

**6 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Para determinar a especificação temporal, foram utilizados os testes sobre a ordem do VAR, como mostra a tabela 3. A partir da especificação geral, com quatro defasagens, os resultados dos testes demonstram ser fortemente a favor do modelo autorregressivo de primeira ordem.

TABELA 3

**Seleção da ordem do VAR**

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	5,17e-08	-8,26	-8,14 <sup>1</sup>	-8,22
1	24,00 <sup>1</sup>	4,20e-08 <sup>1</sup>	-8,47 <sup>1</sup>	-7,97	-8,29 <sup>1</sup>
2	13,11	4,46e-08	-8,42	-7,54	-8,10
3	8,37	5,39e-08	-8,25	-6,99	-7,79
4	5,17	7,22e-08	-7,99	-6,34	-7,41

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Nota: <sup>1</sup> Indica a defasagem selecionada. Estatística do teste da Razão de Verossimilhança (LR); Erro de Previsão Final (FPE); Critério de Akaike (AIC); Critério de Schwarz (CS); e Critério Hannan-Quinn (HQ).



À luz dos resultados acima e da caracterização das séries na seção anterior, estima-se o VAR de referência a três variáveis: gasto; imposto líquido; e a taxa de variação do produto. O VAR conta com um vetor constante, uma defasagem em todas as variáveis, e uma variável *dummy* para capturar os efeitos do ajuste fiscal implementado no período de 1998.04 a 1999.02. As estimativas (não mostradas aqui) não apresentam desvios das hipóteses clássicas de regressão, conforme discussão a seguir.

No período em análise, a economia brasileira experimentou importantes mudanças estruturais, a exemplo a mudança no regime cambial ocorrida no primeiro trimestre de 1999. No que diz respeito à gerência das contas públicas, houve a introdução do regime de meta para o superávit primário e a publicação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que representou importante evolução nas normas de finanças públicas. Com a piora nas contas, o governo anunciou, em outubro de 1998, o Programa de Estabilidade Macroeconômica. Os pilares fundamentais desse programa eram a consolidação fiscal por intermédio do aprofundamento do Programa de Estabilidade Fiscal, a adoção do sistema de metas de inflação como regra de política monetária a partir de janeiro de 1999, e reformas estruturais. Inicialmente, o Programa de Estabilidade Macroeconômica tinha como meta a obtenção de superávits primários, compromisso assumido formalmente pela primeira vez na história, para o governo geral (municipal, estadual e governo federal) de 2,6%, 2,8% e 3% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente. Ao governo federal cabia metas de 1,8%, 2% e 2,3% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente. Para atingi-las, foi necessário esforço fiscal em dupla direção: corte de despesas e aumento de receitas no curto prazo. Em março de 1999, essas metas foram adaptadas em virtude da adoção de novo regime cambial, que passou a vigorar no início daquele mesmo ano. Assim, as metas de superávit primário do setor público consolidado passaram a ser de 3,1%, 3,25% e 3,35% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente, enquanto o governo federal passou a perseguir um superávit de ao menos 2,3% do PIB já em 1999. O efeito do ajuste fiscal de 1998 pode ser reparado a partir da análise e gráficos contidos nas subseções 5.1 e 5.2.

Poder-se-ia especular sobre possíveis efeitos dessas mudanças nos parâmetros do VAR. A discussão acima mostra que as contas do governo central estavam ajustadas às premissas da LRF quando da edição da lei, em maio de 2000. Principalmente no que se refere ao resultado primário. E os testes levados a efeito confirmam a premissa acima, e descartam mudanças de regime nos parâmetros do modelo VAR em consequência dessas mudanças.

Os testes para verificar a constância paramétrica no VAR diante da mudança no regime de câmbio rejeitam mudanças estruturais nos parâmetros.

TABELA 4  
**Teste de Chow para quebra estrutural – 1999.1**

Hipótese nula: ausência de quebra estrutural		
	Estatística-F(5,34)	Valor-p
Variável dependente: $g_t$	1,120	0,3235
Variável dependente: $t_t$	1,482	0,2214
Variável dependente: $\Delta y_t$	0,4240	0,8287

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Além disso, nenhuma das estatísticas LR do teste de previsão de Chow para os seis últimos meses da amostra rejeita a hipótese nula de ausência de mudança estrutural nas equações do VAR.

TABELA 5  
**Teste de previsão de Chow – 2004.1 a 2005.2**

Hipótese nula: ausência de quebra estrutural		
	Estatística-LR	Valor-p
Variável dependente: $g_t$	2,62	0,8542
Variável dependente: $t_t$	6,09	0,4133
Variável dependente: $\Delta y_t$	2,52	0,8658

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

O teste LM multivariado para autocorrelação serial até a sexta defasagem não rejeita a hipótese nula de ausência de correlação serial:

TABELA 6  
**Teste LM – correlação serial nos resíduos do VAR**

Hipótese nula: ausência de correlação serial		
Amostra: 1994Q1 2005Q2		
Número de observações incluídas: 44		
Defasagem	Estatística-LM	Valor-p
1	10,19	0,335
2	15,78	0,078
3	5,64	0,775
4	3,70	0,930
5	7,54	0,581
6	6,96	0,641

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

A investigação levada a efeito por meio do teste multivariado de White para detectar a presença de heterocedasticidade revela resíduos homocedásticos:

TABELA 7  
Teste de heterocedasticidade nos resíduos do VAR

Inclui termos em nível e quadrados

Amostra: 1994Q1 2005Q2

Número de observações: 44

Estatística Qui-quadrado	Grau de liberdade	Valor-p
51,18	42	0,1565

Inclui termos cruzados

Amostra: 1994Q1 2005Q2

Número de observações: 44

Estatística Qui-quadrado	Grau de liberdade	Valor-p
66,72	66	0,4521

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

## 6.1 Efeitos contemporâneos

De posse dos resultados encontrados no anexo A para as elasticidade-produto dos impostos líquidos e do gasto público,  $\alpha_{g,y} = 0$  e  $\alpha_{t,y} = 2,0322$ , é possível estimar os coeficientes do sistema de equações (3), de acordo com a metodologia indicada na seção 3.2. Dessa forma, os resíduos ciclicamente ajustados dos tributos e dos gastos na forma reduzida na equação (4) são:

$$u_t^{t,CA} \equiv u_t^t - 2,0322 \cdot u_t^y = \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t$$

$$u_t^{g,CA} \equiv u_t^g - \alpha_{g,y} u_t^y = u_t^g$$

A tabela 8 reporta as estimativas dos coeficientes das relações contemporâneas entre os choques no sistema de equações (3), sob duas ordenações alternativas: as decisões de tributação vêm primeiro,  $\beta_{t,g} = 0$ ; e estima-se  $\beta_{g,t}$ ; a segunda ordenação segue a hipótese contrária, assume-se que as decisões de gastar vêm primeiro,  $\beta_{g,t} = 0$ , e estima-se  $\beta_{t,g}$ .

Estimou-se  $\alpha_{y,g}$  e  $\alpha_{y,t}$  pelo Método de Momentos Generalizados – Generalized method of moments (GMM) – com as formas reduzidas dos choques ciclicamente ajustados construídos acima,  $u_t^{t,CA}$  e  $u_t^{g,CA}$ , como instrumentos.

TABELA 8  
Estimativas dos efeitos contemporâneos

	$\alpha_{y,g}$	$\alpha_{y,t}$	$\beta_{t,g}$	$\beta_{g,t}$
Coefficiente	0,3919	-0,1956	-0,0173	-0,0254
Estatística-t	4,3260	-9,3186	-1,3373	-1,3373
Valor-p	0,0002	0,0000	0,1811	0,1811

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Amostra: 1994:1-2005:2. Todos os efeitos são expressos em real por real.

$\alpha_{y,g}$ : efeito de  $u_t^g$  em  $u_t^y$  no trimestre;  $\alpha_{y,t}$ : efeito de  $u_t^t$  em  $u_t^y$  no trimestre;

$\beta_{t,g}$ : efeito de  $u_t^g$  em  $u_t^t$  (com  $\beta_{g,t} = 0$ , isto é, os gastos são ordenados primeiro); e

$\beta_{g,t}$ : efeito de  $u_t^t$  em  $u_t^g$  (com  $\beta_{t,g} = 0$ , isto é, os impostos líquidos são ordenados primeiro).

Os coeficientes originalmente estimados têm a dimensão de elasticidades. Para conveniência de interpretação e comparação, a tabela 8 apresenta os resultados em termos de derivadas avaliadas nos pontos das médias (variação de um real em uma variável por real na outra). Neste ponto é proveitoso comparar os resultados alcançados para a economia brasileira com aqueles encontrados por Blanchard e Perotti (2002) para a economia americana. Os autores estimaram os efeitos contemporâneos dos impostos e dos gastos sobre o PIB em  $-0,876$  e  $0,985$ , respectivamente. A estimativa da resposta automática do gasto aos tributos é da mesma ordem do valor estimado para  $\beta_{t,g}$ , enquanto a resposta automática em direção oposta é de  $-0,238$  contra  $-0,0254$  acima. Ressalte-se que os resultados nesta pesquisa referem-se ao governo central, enquanto Blanchard e Perotti (2002) consideram ainda governos dos estados e locais.

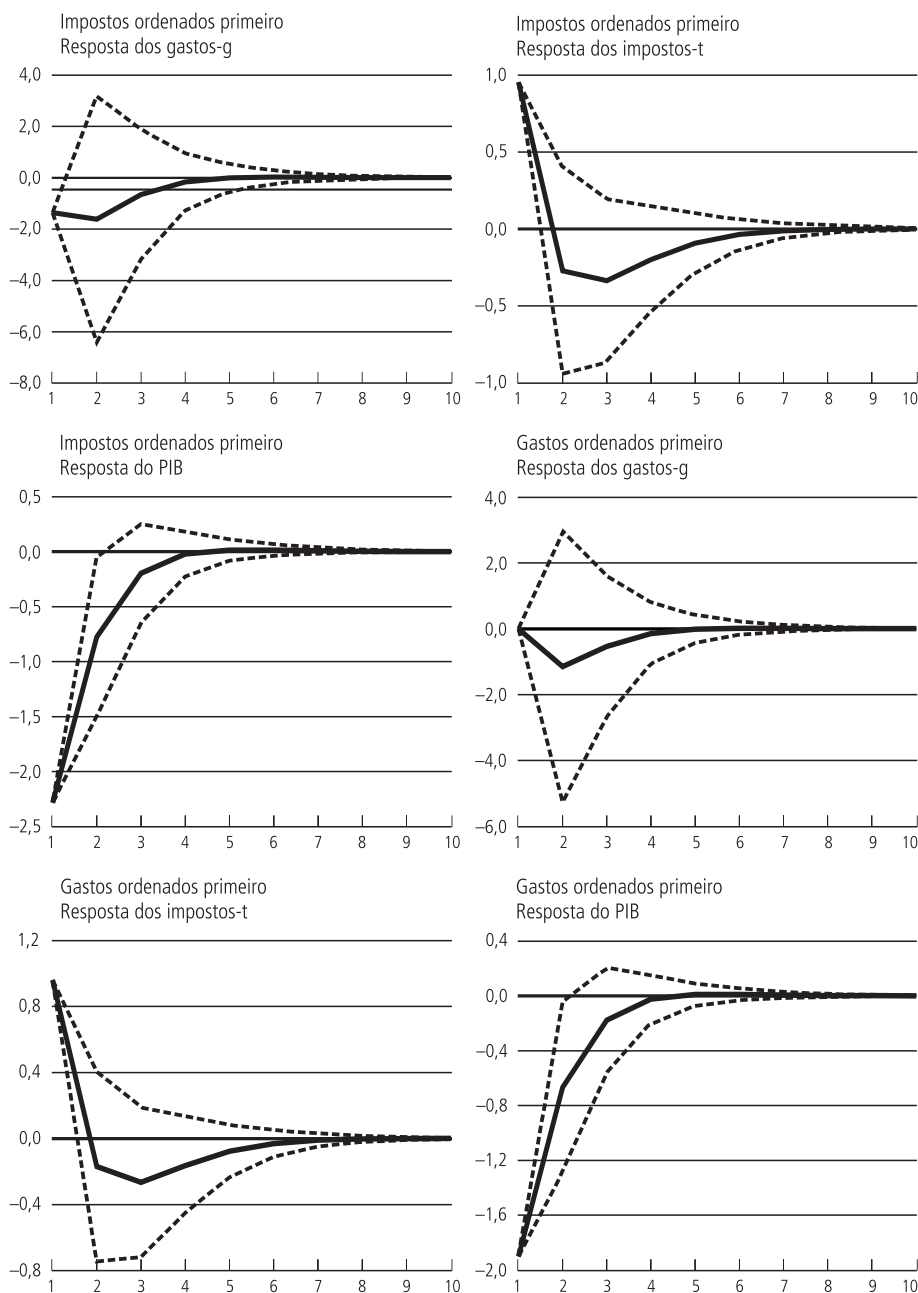
Os efeitos contemporâneos dos impostos ( $\alpha_{y,t}$ ) e do gasto ( $\alpha_{y,g}$ ) sobre o PIB são estimados com precisão e possuem os sinais esperados. Um choque de R\$ 1 nos gastos públicos causa uma variação de R\$ 0,39 no PIB. Ao contrário, um choque de mesma magnitude nos tributos implica uma variação negativa de R\$ 0,20 no PIB.

Outra conclusão diz respeito aos baixos valores estimados para as respostas automáticas entre as variáveis fiscais sob duas especificações alternativas. Eles implicam que a escolha entre as duas ordenações tem pouca influência no impulso-resposta, conforme demonstra a subseção a seguir.

## 6.2 Os efeitos dinâmicos dos impostos líquidos

O gráfico 8 mostra que há pouca diferença entre os efeitos de um choque nos impostos sobre a atividade econômica, sob as duas especificações. Note-se que a função de impulso-resposta nesta e nos próximos gráficos é efetuar as transformações dos choques originais e dar a resposta em reais de cada variável – impostos líquidos- $t$ , gasto- $g$ , e produto- $y$  – a um choque em real nas variáveis fiscais. Os casos específicos serão comentados oportunamente.

GRÁFICO 8  
Respostas a um choque nos impostos-t



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.  
Nota: A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de  $\pm 2$  desvios-padrão.

Isso explica por que o valor inicial da resposta dos impostos líquidos a um choque estrutural  $e_t^t$  não é exatamente 1. O impulso de uma unidade no choque estrutural  $e_t^t$  causa um impulso menor que um no movimento surpresa  $u_t^t$ . Em seguida, a receita tributária cai devido à queda da atividade econômica. Observe-se que a maior queda nos impostos ocorre um período após a queda no PIB.

O produto decresce sob as duas especificações e a única diferença fica por conta do impacto inicial de  $-0,23$  na resposta ao impulso no topo do gráfico e de  $-0,19$  quando os gastos são ordenados primeiro. Nessa análise e nas seguintes, define o valor do multiplicador como a razão entre a maior resposta do PIB e o valor do choque inicial. Dessa forma, o multiplicador dos tributos quando os impostos vêm primeiro é de  $-0,24$  e de  $-0,20$  para a outra especificação.

O multiplicador quando os gastos são ordenados primeiro é da mesma ordem do efeito contemporâneo estimado na seção anterior. A partir do primeiro trimestre o produto cresce de forma contínua em direção à sua tendência. Observe-se que a persistência do choque é a mesma sob as duas especificações, e isso está de acordo com os resultados da subseção 5.3 em que não foram identificadas tendências nas variáveis. A tabela 9 sumariza os principais resultados sob as duas hipóteses e será útil na comparação com as outras especificações.

O efeito do choque nos impostos sobre os gastos do governo nas duas especificações é negativo e a magnitude obviamente depende da ordenação. Ambas as ordenações reforçam a ideia de um arranjo fiscal nas duas direções: aumento de impostos e corte nos gastos. Todavia, com gastos ordenados primeiro, a redução nos gastos parece associada à queda de arrecadação em reflexo à queda no produto. Note-se que algumas das respostas ao impulso não são estatisticamente significantes aos níveis usuais. Cabe registrar que esse problema é tipicamente encontrado em modelos VAR estimados a partir de amostras reduzidas. Todavia, isso não invalida a análise. De interesse, nas duas especificações a resposta do produto no segundo trimestre tem valor-p de 4%, com base na distribuição  $t$ . A partir do terceiro trimestre os valores estimados não diferem significativamente de zero.

A decomposição da variância do PIB mostra que em ambos os casos o erro de previsão é estável ao longo do tempo. Na hipótese em que os impostos são ordenados primeiro, a importância relativa dos tributos na explicação da variância do PIB cresce até o quinto trimestre e é aproximadamente duas vezes maior que a dos gastos. Na especificação em que os gastos são ordenados primeiro, ocorre algum equilíbrio na participação relativa dos gastos e dos impostos na variância explicada do PIB. Em ambos os casos, o pico da parte explicada pelos gastos ocorre no primeiro trimestre.

TABELA 9

Respostas a um choque nos impostos sob $\beta_{t,g} = 0$					
	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g		-0,1613	-0,0660	-0,0167	-0,0006
Valor-p	-0,1361	(0,51)	(0,60)	(0,77)	(0,78)
Impostos-t		-0,2718	-0,3363	-0,1992	-0,0918
Valor-p	0,9536	(0,42)	(0,22)	(0,25)	(0,34)
PIB		-0,0775	-0,0198	-0,0022	0,0014
Valor-p	-0,2284	(0,04)	(0,39)	(0,80)	(0,77)
Decomposição da variância do PIB					
Período		S.E.	Gasto-g	Impostos-t	PIB
Trim. 1		0,0131	3,27	4,88	91,85
Trim. 2		0,0137	3,02	6,61	90,37
Trim. 3		0,0138	3,00	7,14	89,86
Trim. 4		0,0138	3,00	7,23	89,77
Trim. 5		0,0138	3,00	7,25	89,76
Trim. 6		0,0138	3,00	7,25	89,76
Respostas a um choque nos impostos sob $\beta_{g,t} = 0$					
	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g		-0,1153	-0,0535	-0,0145	-0,0010
Valor-p	0,0000	(0,58)	(0,62)	(0,76)	(0,90)
Impostos-t		-0,1704	-0,2653	-0,1638	-0,0772
Valor-p	0,9613	(0,55)	(0,25)	(0,26)	(0,34)
PIB-y		-0,0668	-0,0178	-0,0024	0,0010
Valor-p	-0,1904	(0,04)	(0,36)	(0,78)	(0,80)
Decomposição da variância do PIB					
Período		S.E.	Gasto-g	Impostos-t	PIB
Trim. 1		0,0131	4,89	3,26	91,85
Trim. 2		0,0137	4,71	4,93	90,37
Trim. 3		0,0138	4,70	5,43	89,86
Trim. 4		0,0138	4,70	5,53	89,77
Trim. 5		0,0138	4,70	5,54	89,76
Trim. 6		0,0138	4,70	5,54	89,76

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Então, sob ambas as especificações, aumentos nos impostos têm efeitos negativos imediatos sobre o produto que se pronunciam por um ano. Ainda nas duas especificações, a resposta do produto ao impulso nos impostos tem magnitude semelhante. Ou seja, a resposta do produto a um impacto nos impostos é robusta à especificação.

### 6.3 Efeitos dinâmicos dos gastos

O gráfico 9 mostra os efeitos do choque de uma unidade nos gastos sobre o PIB e os impostos líquidos, sob as duas hipóteses alternativas de ordenação. Da mesma forma que na análise dos efeitos dinâmicos dos impostos, a tabela 10 traz as respostas ao impulso também sob as duas especificações.

Semelhante ao caso dos impostos, a diferença entre as respostas do PIB ao impulso nos gastos é o impacto inicial. O PIB sofre um impacto de 0,28 quando os gastos são ordenados em segundo, e aumenta em 0,33 quando o gasto vem primeiro. O produto cresce inicialmente sob as duas hipóteses de ordenação, mas os efeitos positivos do choque nos gastos são menos persistentes do que no caso dos impostos. Então, o padrão de resposta do produto a um choque nos gastos públicos também é robusto à especificação.

Os impostos aumentam em resposta ao crescimento do produto, com comportamento muito similar sob as duas ordenações. Novamente é possível observar que o pico na resposta ao impulso nessa variável ocorre um período após a resposta do PIB.

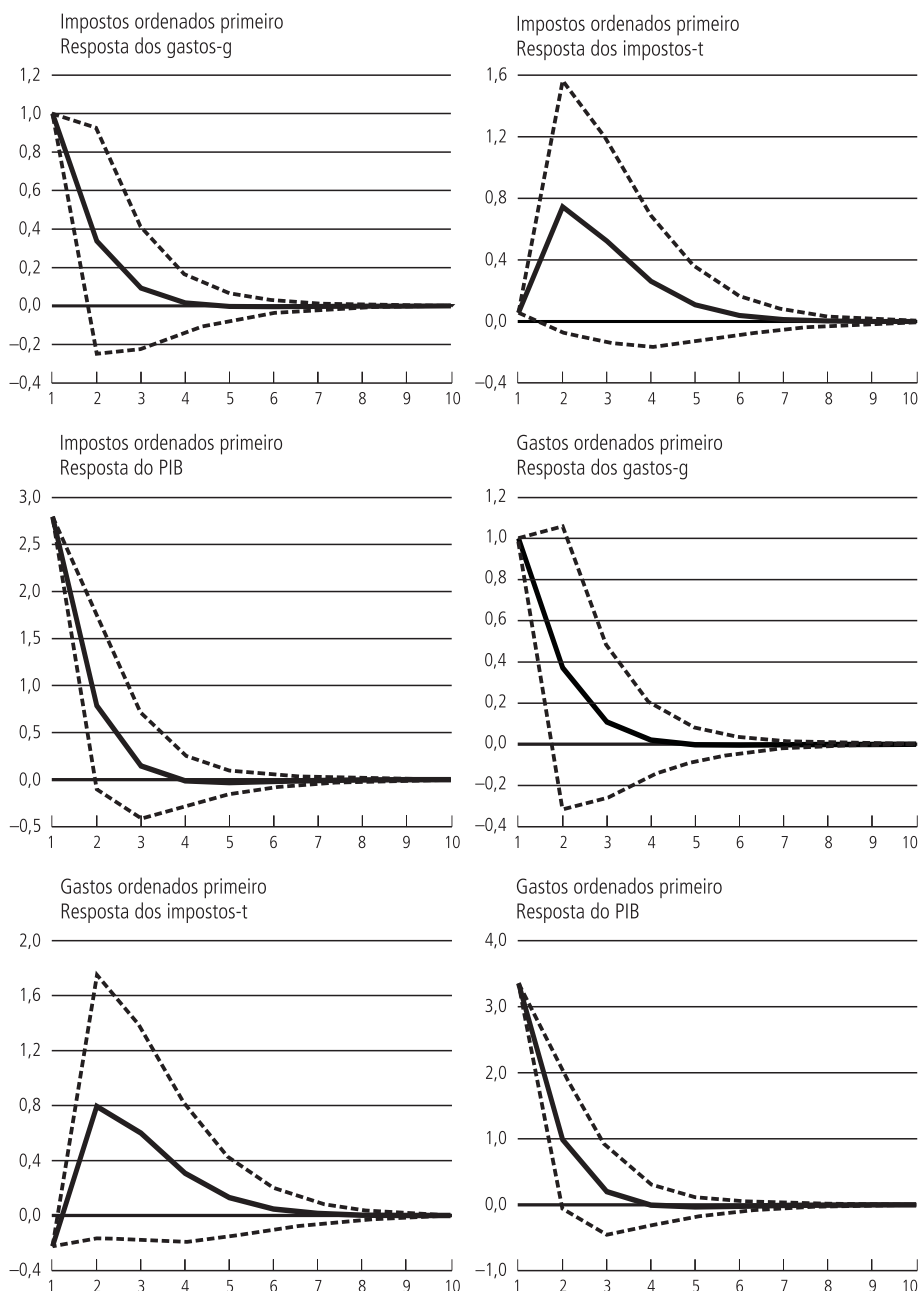
Em síntese, os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e países membros da OCDE.<sup>14</sup> Sob as duas hipóteses de ordenação, a resposta do produto a choques fiscais é pequena e tem características tipicamente keynesianas: é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para um choque nos impostos. Além disso, nas duas estruturas, o multiplicador dos gastos é maior do que o dos impostos, conforme a tradicional teoria keynesiana.

Uma das questões pelas quais se conduziu a investigação empírica era a identificação de que tipo de ajuste fiscal está em vigor. Nos termos da discussão na segunda seção, o foco está no controle dos gastos ou no aumento de impostos? A julgar pelos resultados relacionados à ordenação dos gastos e impostos, os dados não falam de forma conclusiva a favor de um ajuste fiscal em apenas uma direção. Aqui cabem comentários semelhantes àqueles relativos aos resultados mostrados na tabela 9, a respeito de que algumas das respostas ao impulso não são estatisticamente significantes aos níveis usuais. Como registrado antes, esse tipo de problema é comum em modelos VAR que contam com um número de observações reduzido. De interesse, nas duas especificações a resposta do produto no segundo trimestre tem valor-p próximo, 9% e 7%, respectivamente, com base na distribuição *t*. A partir do terceiro trimestre os valores estimados não diferem significativamente de zero.

14. Exceto no que diz respeito à persistência dos choques. Blanchard e Perotti (2002) consideram duas formalizações alternativas e estimam o VAR sob as hipóteses de tendência estocástica e determinística.



GRÁFICO 9  
Respostas a um choque nos gastos públicos-g



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.  
Nota: A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de  $\pm 2$  desvios-padrão.

TABELA 10

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Respostas a um choque nos gastos sob $\beta_{t,g} = 0$					
Gasto-g	1,0000	0,3374	0,0922	0,0156	-0,0025
Valor-p		(0,26)	(0,56)	(0,83)	(0,90)
Impostos-t	0,0568	0,7445	0,5210	0,2601	0,1077
Valor-p		(0,08)	(0,13)	(0,24)	(0,39)
PIB	0,2796	0,0787	0,0145	-0,0013	-0,0031
Valor-p		(0,09)	(0,61)	(0,90)	(0,63)
Respostas a um choque nos gastos sob $\beta_{g,t} = 0$					
Gasto-g	1,0000	0,3711	0,1078	0,0199	-0,0022
Valor-p		(0,29)	(0,57)	(0,82)	(0,92)
Impostos-t	-0,2245	0,7944	0,5986	0,3080	0,1303
Valor-p		(0,11)	(0,13)	(0,23)	(0,37)
PIB-y	0,3353	0,0983	0,0197	-0,0006	-0,0034
Valor-p		(0,07)	(0,55)	(0,95)	(0,65)

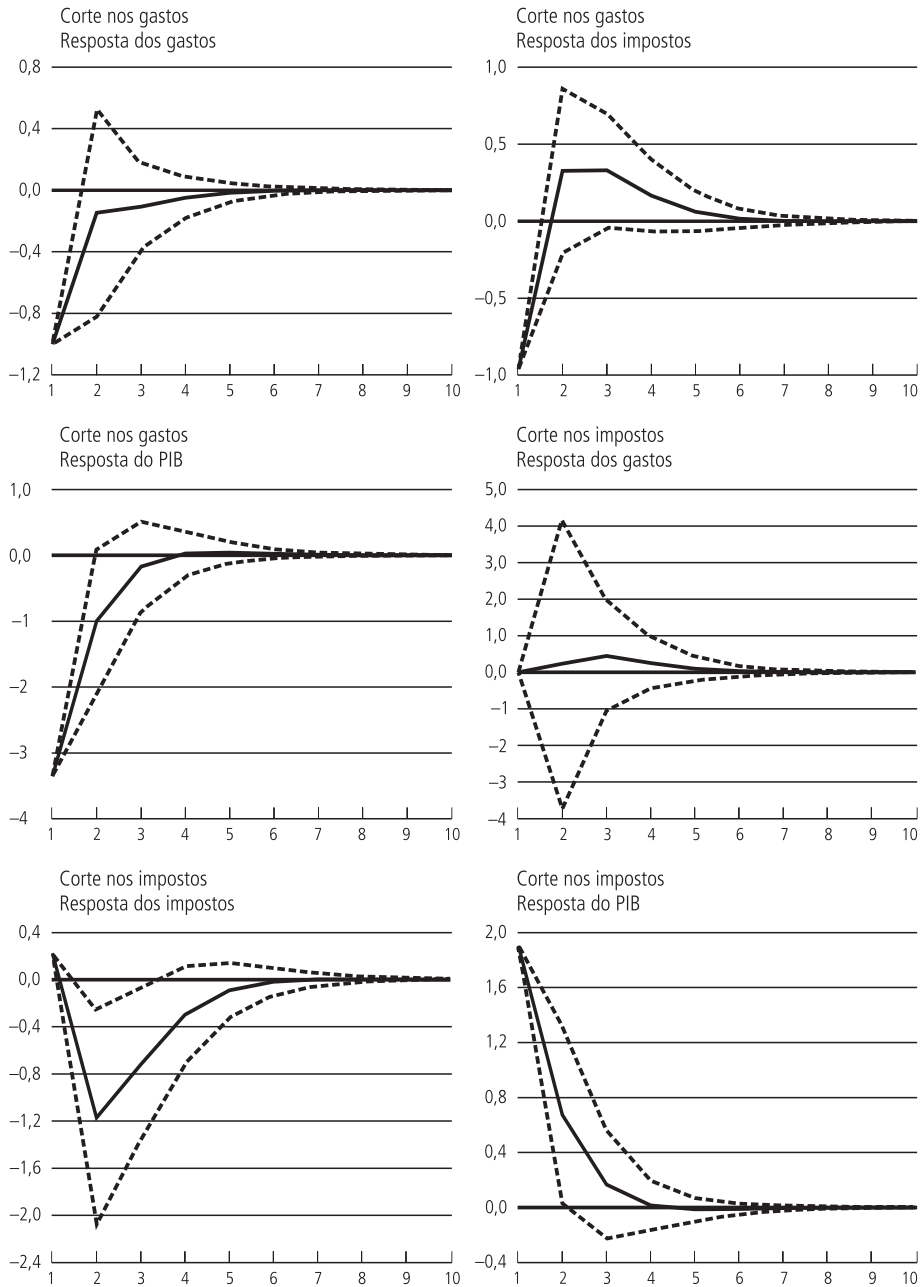
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

#### 6.4 Efeitos dinâmicos de um choque de orçamento equilibrado

À luz desses resultados, um bom exercício seria simular o impacto da redução equilibrada da participação do governo na economia. Sob a ótica dos gastos, a simulação de um esforço fiscal equilibrado do governo central (choque de -1 nos gastos e uma redução nos impostos da mesma magnitude) resulta em queda inicial na taxa de crescimento do PIB de 1,45%, que se reverte em um crescimento acumulado de 0,4% após seis trimestres.

O gráfico 10 mostra as respostas ao impulso e o gráfico 11 mostra o comportamento dinâmico do resultado do governo em real e a resposta do PIB em termos de taxa de crescimento. O resultado para as contas do governo está de acordo com a teoria e é negativo 2,37 após seis trimestres, isso porque há o segundo efeito sobre os impostos que diminuem com a queda do PIB.

GRÁFICO 10  
**Respostas ao choque do orçamento equilibrado (gastos ordenados primeiro)**

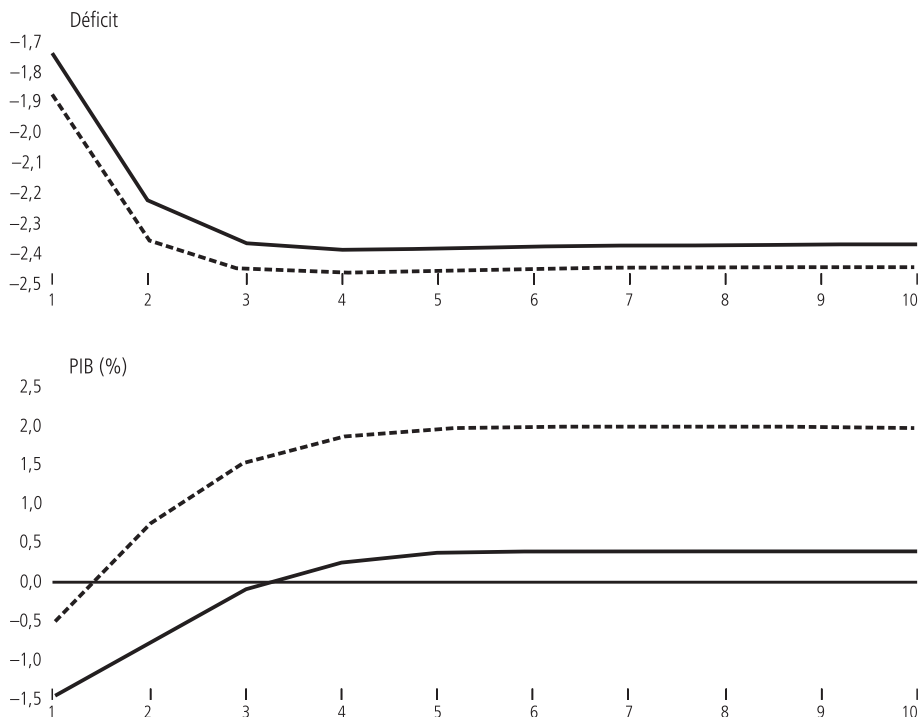


Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.  
 Nota: A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de  $\pm 2$  desvios-padrão.

GRÁFICO 11

**Respostas acumuladas do déficit ( $g-t$ ) e do PIB (%) sob as duas ordenações**

(Linha cheia – gastos ordenados primeiro)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

**7 CONCLUSÃO**

No intuito de obter estimativas que pudessem ser comparadas aos resultados alcançados para os Estados Unidos e outros países membros da OCDE, a proposta desta pesquisa apoiou-se na especificação em Blanchard e Perotti (2002) para caracterizar as respostas do produto a choques nos gastos e nos impostos do governo central, no período de 1994.1 a 2005.2 para a economia brasileira.

A fim de ultrapassar a grande barreira da carência de dados, procedeu-se a uma cuidadosa metodologia para construir as séries a partir de dados de execução orçamentária e financeira e de informações institucionais de diversas fontes, que culminou em séries homogêneas e consistentes.

Os resultados encontrados para o Brasil são próximos daqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da OCDE. A resposta do produto a choques fiscais é pequena e tem características tipicamente keynesianas: é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para um choque nos impostos.

A simulação de um esforço fiscal equilibrado do governo central (choque de  $-1$  nos gastos e uma redução nos impostos da mesma magnitude) resulta em crescimento do PIB e deterioração das contas públicas, e está de acordo com a teoria.

No que diz respeito ao tipo de ajuste fiscal, a julgar pelos resultados, o ajuste se dá em duas direções: controle dos gastos e aumento de impostos.

## ABSTRACT

In this research paper it is characterized the dynamic effects of the fiscal shocks of the central government over the economic activity in Brazil for the post Real Plan period. Results were obtained for reference and comparison with international literature through the Impulse-Response analysis, starting from a structural VAR with product, public spending and net taxes. The identification was obtained based on the institutional information of both budget and tributary systems, and through the analysis of the operational procedure of the fiscal authorities. The results obtained are close to the account of the empiric literature for the American economy and other Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) country members: the response of the product to the fiscal shocks is small and has characteristic typically Keynesian.

## REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; ARDAGNA, S. Tales of fiscal adjustment. *Economic Policy: A European Forum*, v. 27, p. 487-546, Oct. 1998.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. *Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects*. Washington: International Monetary Fund (IMF), 1997 (Working Paper, n. 96/70).
- AMISANO, G.; GIANNINI, C. *Topics in structural VAR econometrics*. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- BARRO, R. J. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, n. 87, p. 940-941, 1979.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, n. 117, p. 1.329-1.368, 2002.
- BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. D. M. *Assessing the effects of fiscal shocks*. Northwestern University, 2001. Mimeografado.
- EDELBERG, W.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. Understanding the effects of shocks to government purchases. *Review of Economics Dynamics*, v. II, p. 166-206, 1999.
- ELLERY, R. J.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 269, 2002.
- FATAS, A.; MIHOV, I. *Measuring the effects of fiscal policy*. INSEAD, 1998. Mimeografado.
- \_\_\_\_\_. Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation. *Moneda y Credito*, n. 212, p. 167-210, 2001.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Debt and the effects of fiscal policy. 2007 (WP NBER, 12.822).
- GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small

European countries. In: BLANCHARD, J. O.; STANLEY, F., (Org.). *NBER Macroeconomics Annual 1990*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1990.

\_\_\_\_\_. Non-keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and the Swedish experience. *Swedish Economic Policy Review*, v. 3, p. 67-103, 1996.

GIORNO, C.; RICHARDSON, P.; ROSEVEARE, D.; VAN DER NOORD, P. *Estimating potential output, output gaps, and structural budget deficits*. OECD, Paris, 1995 (Economics Department Working Paper, n. 152).

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. *What are the effects of fiscal policy shocks?* SFB 649. Humboldt University, 2005 (Discussion Paper, n. 2005-039).

McDERMOTT, J. C.; WESTCOTT, R. F. An empirical analysis of fiscal adjustments. *Staff Papers, International Monetary Fund*, v. 43, p. 725-753, Dec. 1996.

PEROTTI, R. *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries*. European University Institute and Center Economic Policy Research Draft, 2002.

RAMEY, V.; SHAPIRO, M. *Costly capital reallocation and the effects of government spending*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1997.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. In: BLANCHARD, J. O.; FISCHER, S. (Ed.). *NBER Macroeconomics Annual 1989*. Cambridge, Mass. and London: MIT Press, p. 121-170, 1989.

ROTEMBERG, J.; WOODFORD, M. Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity. *Journal of Political Economy*, n. 110, v. 6, p. 1.153-1.207, 1992.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, n. 48, p. 1-48, 1980.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001.

(Originais submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em setembro de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

## ANEXO

### ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES

No que diz respeito à elasticidade-produto da variável fiscal “gasto do governo”, não se obteve estimativa significativa da relação contemporânea. A correlação entre os gastos e o produto na amostra é  $(-0,26)$ , enquanto, se considerada a primeira diferença do produto, alcança 0,18. Dessa forma, toma-se  $\alpha_{g,y} = 0$ . Já a estimativa da elasticidade-produto dos impostos líquidos, nos termos da equação (5), é de  $\alpha_{t,y} = 2,0322$ . Essa medida pode ser diretamente comparada àquela reportada por Blanchard e Perotti (2002) – de 2,08 – para a elasticidade média dos impostos líquidos em relação à produção nos Estados Unidos. Ainda segundo esses autores, a elasticidade cresce de forma contínua, de 1,58 na primeira metade da amostra até 2,92, se considerado todo o período. Esse movimento se dá devido a aumentos na participação dos impostos, no total dos impostos líquidos – o termo  $T_i/T$  na equação (5) –, e aumentos na elasticidade dos impostos em relação à sua base,  $\eta_{T_i, B_i}$ .

Ao contrário, a estimativa média alcançada nessa pesquisa para o Brasil é decrescente. Medindo 2,069 na primeira metade da amostra, vale 2,0398 se considerados 75% da amostra, e finalmente alcança 2,0199 para todo o período. Esse movimento reflete alguma reversão no impacto do arranjo fiscal de 1998/9. Isso ocorre devido a dois fatores: queda na participação do IPI e da contribuição para a previdência em relação ao total arrecadado e aumento nas transferências.

A vantagem da metodologia utilizada nesta pesquisa para construir as séries do lado da despesa é permitir o cálculo da elasticidade-produto para cada componente do gasto e das transferências. Já a estimativa da elasticidade-produto do gasto do governo, segundo metodologia proposta em Giorno *et al.* (1995), é uma medida degenerada no sentido de que é estimada com base apenas em um componente do gasto, ou seja, é a elasticidade da taxa de desemprego em relação à produção, multiplicada pela elasticidade dos gastos com seguro desemprego relativo ao desemprego.

Para as transferências a pessoas, compostas essencialmente por pagamento de benefícios previdenciários e pelo seguro desemprego, cabe estimar a elasticidade-produto das despesas com desemprego, pois as despesas com pensões e aposentadorias não possuem regras ou mecanismos embutidos que as façam responder automaticamente a mudanças no emprego ou contemporaneamente ao produto.<sup>15</sup>

15. Há fatores que podem influenciar a decisão de pagar maiores benefícios previdenciários como forma de melhorar o bem-estar, tais como o bom desempenho da atividade econômica impulsionando a arrecadação e situação fiscal favorável. No entanto, esse não é o caso da economia brasileira no período em análise.

De posse da série histórica dos gastos do governo como pagamento do seguro desemprego, a elasticidade-produto desse componente das transferências é estimada diretamente. A participação dessa despesa sobre a variável fiscal “gasto do governo” é crescente na amostra. Com média em torno de 6% do gasto do governo em meados dos anos 1990, a participação se situa em 9,1% e 8,5% em 2003 e 2004, respectivamente. A regressão abaixo indica que uma queda de 1 p.p. no produto eleva a despesa com benefício do seguro desemprego em 3,4 p.p.

$$\Delta g_t^{SD} = -3,4011 \cdot \Delta y_t + 6,4707 \cdot \Delta y_{t-1} - 0,6336 \cdot \Delta g_{t-1}^{SD}$$

(1,4089)                      (1,3737)                      (0,0870)

$$R^2 = 0,55$$

onde  $\Delta g_t^{SD}$  representa o logaritmo da despesa com o benefício do seguro desemprego, com ajuste sazonal, real e *per capita*,  $y_t$  é o produto como discutido acima. A inclusão da primeira defasagem da variável dependente relaciona-se com a estrutura temporal característica dessa despesa.

Por último, do lado da despesa, a elasticidade-produto das transferências ao setor privado é:

$$\Delta g_t^{TSP} = -1,06537 - 11,5334 \cdot \Delta y_t + 0,3046 \cdot g_{t-1}^{TSP}$$

(0,2976)                      (4,6744)                      (0,1634)

$$R^2 = 0,22; \quad F = 5,9 \quad \text{valor} - p (< 0,01)$$

onde  $g_t^{TSP}$  é o logaritmo da despesa com subsídios, com ajuste sazonal, real e *per capita*, e  $y_t$  é o produto. A inclusão do termo  $g_{t-1}^{TSP}$  visa controlar a inércia comum nas séries de despesa. A alta elasticidade estimada tem duas fontes de explicação. Primeiro, tem característica pró-cíclica, de acordo com os preceitos do modelo keynesiano padrão. A segunda tem a ver com a política fiscal de geração de superávit, característica do período em análise, que pode influenciar na concessão de subsídios. Esse é um exemplo típico de alguma imprecisão na metodologia: assume-se elasticidade constante no tempo.

Blanchard e Perotti (2002) e Perotti (2002) utilizam-se da estimativa para os países da OCDE e estipulam o valor de -0,2 para a elasticidade-produto do total das transferências, enquanto a estimativa da elasticidade-produto para o total das transferências produzida pela metodologia acima é de -0,36.

Para construir a elasticidade-produto dos componentes dos impostos líquidos agregados do lado da receita consideram-se as categorias de impostos citadas na



seção 4. Para cada categoria, exceto a categoria das demais receitas para o qual se considera a elasticidade-produto igual a zero, estima-se um modelo geral que leva em conta a estrutura temporal entre o fato gerador e o recolhimento do imposto a fim de identificar a possível influência de valores contemporâneos e defasados da base tributária ( $B_t$ ) e do PIB ( $Y$ ) sobre a arrecadação  $T_t$  nos termos da equação (5). A partir do modelo regressão geral que inclui quatro defasagens, determina-se o modelo específico com base nos critérios de Akaike e de Schwarz. A escolha inicial de quatro defasagens justifica-se pela estrutura temporal do código tributário. As regressões abaixo em geral não apresentam desvios das hipóteses clássicas de regressão. Por último, toma-se a primeira diferença das séries para torná-las estacionárias, conforme a representação geral:

$$\Delta \log(B_{i;t}) = \alpha + \sum_{i=0}^4 \delta_i \Delta \log(Y_{t-i}) + v_t; \quad v_t \sim N(0; \sigma_v^2)$$

$$\Delta \log(T_t) = \varphi + \sum_{i=0}^4 \theta_i \Delta \log(B_t) + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$$

*Comércio Exterior* (Imposto de Importação + Imposto de Exportação):

Em desuso, de acordo com a moderna linha internacional de desoneração das exportações, o imposto de exportação tem sua importância reduzida na arrecadação ao longo do período em análise. Sobre o imposto de importação, a estimação da elasticidade do imposto com respeito à sua base não seria precisa em virtude dos acordos de blocos comerciais internacionais, como aquele firmado na Decisão nº 22 do Conselho de Mercado Comum. Além disso, esse grupo representa a menor parcela na arrecadação ao longo dos anos. Sendo assim, parece prudente considerar a elasticidade-produto igual a 1 para essa categoria:

$$\eta_{T_{CE}, B_{CE}} = 1; \quad \eta_{B_{CE}, Y} = 1$$

$$\alpha_{CE, Y} = \eta_{T_{CE}, B_{CE}} \cdot \eta_{B_{CE}, Y} \cdot \frac{T_{CE}}{T} = 0,0277$$

*Produção Industrial* (IPI):

A resposta dos ganhos de arrecadação com respeito à base tributária é aproximada por uma regressão da primeira diferença do logaritmo do índice da arrecadação, em termos reais, contra a primeira diferença do logaritmo do índice

de Produção Física Industrial – Indústria Geral (PI), do IBGE, conforme indica o resultado a seguir:

$$\Delta \log(T_{IPI,t}) = -0,0189 + 1,7989 \cdot \Delta \log(PI_t) - 0,3327 \cdot u_{t-1} - 0,4436 \cdot e_{t-1}$$

(se)
(0,0043)
(0,2880)
(0,1880)
0,1956

$$R^2 = 0,48; \quad F = 12,32 \quad \text{valor} - p(< 0,01)$$

Onde o termo erro é um processo ARMA(1,1) com raízes dentro do círculo unitário. A elasticidade desejada é o coeficiente estimado para o valor contemporâneo da PI.

Por outro lado, a elasticidade-produto da base tributária é obtida na regressão da variação no logaritmo da base tributária (PI), ajustada sazonalmente por intermédio do procedimento X-12 do Eviews, contra o valor contemporâneo da primeira diferença do logaritmo do PIB, índice de volume com ajuste sazonal, do IBGE. Comentários análogos àqueles do parágrafo anterior sobre a modelagem valem para a regressão a seguir. A elasticidade-produto da base tributária do IPI é o coeficiente estimado para o valor contemporâneo do PIB, conforme resultado a seguir:

$$\Delta \log(PI_t) = -0,0037 + 1,6097 \cdot \Delta \log(PIB_t) - 0,3665 \cdot u_{t-1}$$

(se)
(0,0019)
(0,1525)
(0,1463)

$$R^2 = 0,65; \quad F = 37,77 \quad \text{valor} - p(< 0,01)$$

Os resíduos seguem uma estrutura autorregressiva de primeira ordem com raiz de inversão igual a  $-0,34$ . Então, a elasticidade-produto do IPI, de acordo com a equação (5), é alcançada:

$$\eta_{T_{IPI}, B_{IPI}} = 1,7989; \quad \eta_{B_{IPI}, Y} = 1,6097$$

e

$$\alpha_{IPI, Y} = \eta_{T_{IPI}, B_{IPI}} \cdot \eta_{B_{IPI}, Y} \cdot \frac{T_{IPI}}{T} = (1,7989) \cdot (1,6097) \cdot (0,1618) = 0,4685$$

*Renda das Empresas* (IRPJ e CSLL):

A elasticidade dos ganhos de arrecadação em razão da sua base tributária é estimada em uma regressão do valor arrecadado dessa categoria em termos reais,

contra a primeira e a quarta defasagem da *proxi* para o lucro das empresas, também deflacionado pelo deflator do PIB. Utilizou-se o Lucro Real Antes do Imposto de Renda apurado trimestralmente de uma amostra representativa de cerca de 400 empresas de capital aberto, distribuídas em 22 setores da economia, conforme tabela A.1. A fonte dos dados é o Sistema de Análise de Balanços Empresariais, desenvolvido originalmente pelo Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC).

TABELA A.1

Agricultura	Comércio	Material de construção	Papel e celulose
Alimentos	Construção civil	Telefonia móvel	Químico e petroquímico
Autopeças	Eletroeletrônico	Têxtil e calçados	Serviços públicos
Bebidas e fumo	Holdings	Transporte aéreo/ferroviário	Siderúrgico
Brinquedos, plásticos e madeiras	Máquinas e equipamentos	Metalúrgico	Outros
	Mineração	Telefonia fixa	

Fonte: Sistema de Análise de Balanços Empresariais (Sabe).

$$\Delta \log(T_{i,t}) = +0,2360 \cdot \Delta \log(L_{t-1}) - 0,0659 \cdot \Delta \log(L_{t-4}) - 0,4980 \cdot u_{t-1}$$

(se)                      (0,0573)                      (0,0475)                      (0,1431)

Na regressão acima,  $T_{i,t}$  é o valor arrecadado do IRPJ e da CSLL,  $L_i$  é o Lucro Real Antes do Imposto de Renda, e  $u_t$  é um processo AR(1). Note-se que estrutura temporal de apuração/arrecadação tem informações importantes. O IRPJ é de apuração trimestral, ou seja, ao final de cada trimestre apura-se ou lucro real, o presumido, ou o arbitrado, e recolhe-se o imposto no trimestre que se inicia. A CSLL pode ser entendida em termos econômicos como um “imposto” semelhante ao IRPJ, pois incide sobre a mesma base tributária, o lucro da empresa, e possui apenas pequenas diferenças na apuração.

A elasticidade-produto da base de tributação segue a mesma estrutura temporal, conforme regressão a seguir:

$$\Delta \log(L_t) = +7,9234 \cdot \Delta \log(Y_{t-1}) - 0,3855 \cdot u_{t-1}$$

(se)                      (2,6918)                      (0,1400)

Dessa forma, tem-se:  $\alpha_{IRPJ + CSLL, Y} = 0,4663$

*Renda dos Indivíduos* (IRPJ e IRRF – trabalho):

Os dados do mercado de trabalho são do Ministério do Trabalho e do Emprego (MTE) e cobrem o período de 1997 a 2005. O emprego é representado pelo Número de Admitidos, e o salário é o Salário Médio dos Admitidos, todos oriundos do Cadastro Geral dos Empregados e Desempregados (CAGED), e da Relação

Anual de Informações Sociais (Rais). O salário real é alcançado ao deflacionar a série, utilizando-se o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), do IBGE, com base no primeiro trimestre de 1997.

Como visto antes, a elasticidade contemporânea do salário real em relação ao emprego,  $\partial w_t / \partial e_t$ , é obtida em uma regressão da primeira diferença no logaritmo do salário real dos admitidos sobre o valor contemporâneo e quatro defasagens (de 0 a 4) da primeira diferença no logaritmo do emprego. A medida de interesse é o coeficiente estimado para a relação contemporânea entre salário real e emprego na equação a seguir:

$$\Delta \log(W_t) = 0,2311 \cdot \Delta \log(E_t) + 0,2307 \cdot \Delta \log(E_{t-2})$$

(se)
(0,0458)
(0,0465)

A elasticidade-emprego dos salários, medida acima em 0,23, indica uma curva de oferta de trabalho pouco inclinada. Blanchard e Perotti (2002) estimam a elasticidade-emprego do salário para os Estados Unidos em 0,62. Como essas estatísticas foram estimadas pelo mesmo método, podem ser comparadas em alguma medida e revelam a diferença estrutural no mercado de trabalho entre as economias.

De forma similar, mede-se a resposta do emprego em relação ao produto,  $\partial e_t / \partial y_t$ , onde o produto é o índice de volume do PIB com ajuste sazonal do IBGE.

$$\Delta \log(E_t) = 0,9897 \cdot \Delta \log(Y_t) + 1,3615 \cdot \Delta \log(Y_{t-1}) + 0,94 \cdot \Delta \log(Y_{t-3})$$

(se)
(0,4829)
(0,4778)
(0,4701)

Blanchard e Perotti (2002) indicam que a resposta do emprego a mudanças no produto para os Estados Unidos é de 0,42. Giorno *et al.* (1995) estimam elasticidade-emprego dos salários de 0,26 para os Estados Unidos. Os autores reportam estimativas de elasticidades anuais que vão de 0,0, para a Austrália, até 2,0 para o Japão. Para a elasticidade-produto do emprego, a Austrália e a Espanha figuram no topo do grupo em Giorno *et al.* (1995) com 0,79 e 0,85, respectivamente. A Itália, com 0,15, e o Japão, com 0,19, compõem o limite inferior do intervalo das estimativas para essa elasticidade. Ainda a título de comparação, situados no terceiro quartil do intervalo, estão os Estados Unidos e a Inglaterra, com elasticidades estimadas da ordem de 0,64 e 0,68, respectivamente.

Entre os 15 países incluídos na amostra, aqueles que apresentam menor (maior) sensibilidade dos salários em relação ao emprego possuem maiores (menores)

elasticidade-produto do emprego, como era de se esperar. A comparação com os valores encontrados para os países da OCDE, em *Giorno et al.* (1995), revela que as estimativas para a economia brasileira são similares ao relato comum: alta sensibilidade do emprego ao produto enquanto a resposta dos salários às mudanças no emprego é relativamente baixa.

A estimativa de  $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i}$  não é trivial, pois depende da distribuição das faixas de salários e da participação de cada faixa salarial na arrecadação total. Uma boa medida dos ganhos de arrecadação devido a mudanças nas faixas salariais pode ser obtida diretamente dos dados anuais de arrecadação do IRPF, da SRF. A partir de dados observados, constroi-se a distribuição da renda em dez faixas salariais, com a primeira faixa de R\$ 0 a R\$ 1.000, e assim sucessivamente, para obter a participação de cada faixa de renda na arrecadação total. As informações sobre a evolução da distribuição de renda nos anos 1990 são incompletas e fornecem indícios de seu comportamento no conjunto do país. As informações sobre o peso de cada faixa de renda na arrecadação total estão disponíveis para os anos de 1996 a 1999, 2003 e 2004. Assim, estimou-se a elasticidade-salário da arrecadação do IRPF e do IRRF<sub>TTrabalho</sub> como:

$$\varepsilon_{T_i, W} = \frac{\sum_i \lambda_i \cdot \frac{\Delta T_i}{\Delta W_i}}{\sum_i \lambda_i \cdot \frac{T_i}{W_i}}$$

em que:  $\lambda_i$  é a participação de cada nível de renda na arrecadação total;  $T_i$  é o imposto pago pelo indivíduo da faixa de renda  $i$ ;  $W_i$  é o salário de cada indivíduo do nível de renda  $i$ ;  $\Delta T_i / \Delta W_i$  é receita marginal (imposto marginal pago) em cada faixa de renda; e  $T_i / W_i$  é a receita média (imposto médio pago) em cada faixa de renda.

A estimativa de  $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i} = 1,5080$  representa a elasticidade média do período.

Para os 15 países da OCDE, segundo *Giorno et al.* (1995), as estimativas para essa medida estão contidas no intervalo de 1,3, para a Suécia, e 4,1, para a Espanha. Há uma concentração de nove países em um subintervalo de 1,3 a 2,0, sendo que a estimativa modal é de 1,8 para a Itália, a Inglaterra, os Países Baixos e a Finlândia.

### Movimentação Financeira (CPMF):

Devido a suas características, impõe-se valor unitário para essa modalidade de arrecadação. Portanto:

$$\eta_{T_{CPMF}, B_{CPMF}} = 1; \eta_{B_{CPMF}, Y} = 1$$

$$\alpha_{CPMF, Y} = \eta_{T_{CPMF}, B_{CPMF}} \cdot \eta_{B_{CPMF}, Y} \cdot \frac{T_{CPMF}}{T} = 0,0451$$

A evolução da participação dessa modalidade na arrecadação total é crescente. De 2,68%, considerando-se a metade da amostra, passou a ser 3,94% em cima de 75% da amostra e vale 4,51%, considerando-se todo o período.

### Faturamento (Cofins e PIS/PASEP):

A elasticidade dos ganhos de arrecadação em razão da sua base tributária é estimada em uma regressão do valor arrecadado dessa categoria em termos reais, contra a primeira e a terceira defasagem da *proxi* para a receita operacional bruta das empresas, deflacionada pelo deflator do PIB. Coletaram-se dados da Receita Operacional Bruta, apurada trimestralmente, da mesma amostra representativa utilizada para o IRPJ e CSSL. A fonte é o Sistema de Análise de Balanços Empresariais (Sabe).

$$\Delta \log(T_{i,t}) = 0,01031 + 0,0481 \cdot \Delta \log(ROB_t) - 0,02418 \cdot \Delta \log(ROB_{t-3})$$

(se)                      (0,0098)                      (0,0110)                      (0,0101)

$$R^2 = 0,403; \quad F = 12,82 \quad \text{valor} - p(< 0,01)$$

Na regressão acima,  $T_{i,t}$  é o valor arrecadado da Cofins e do PIS/PASEP,  $ROB_t$  é a Receita Operacional Bruta, em termos reais, das empresas de capital aberto do Sabe, distribuídas em 22 setores da economia.

A elasticidade-produto da base tributária é conforme regressão a seguir:

$$\Delta \log(ROB_t) = 5,3752 \cdot \Delta \log(Y_t) - 0,3009 \cdot u_{t-1} - 0,7756 \cdot \varepsilon_{t-1}$$

(se)                      (2,9907)                      (0,1690)                      (0,1078)

Dessa forma, tem-se:  $\alpha_{Cofins + Pis/Pasep, Y} = 0,1035$

*Folha de pagamentos* (Contribuições para o RGPS e a Contribuição para o Plano de Seguridade do Servidor Público (CPSS):

Há que se diferenciar entre o setor privado e o público. Enquanto a contribuição previdenciária dos funcionários públicos, a CPSS, é proporcional à renda do indivíduo (alíquota de 11% sobre a remuneração), no setor privado a contribuição para o regime de previdência é composta da contribuição do trabalhador (ou segurado) e do empregador. A contribuição do trabalhador possui faixas de salário e alíquotas diferenciadas, além de um teto máximo de contribuição. Já a parcela devida pelo empregador tem alíquota de 20% sobre a folha de pagamento e representa a maior parcela da arrecadação.

Como a contribuição do servidor público é sempre proporcional em toda a amostra, faz-se:

$$\eta_{T_{CPSS}, B_{CPSS}} = 1; \eta_{B_{CPSS}, Y} = 1$$

$$\alpha_{CPSS, Y} = \eta_{T_{CPSS}, B_{CPSS}} \cdot \eta_{B_{CPSS}, Y} \cdot \frac{T_{CPSS}}{T} = 0,1101$$

A elasticidade-produto da CPSS representa apenas sua participação no total dos impostos líquidos.

No caso das contribuições para o RGPS, utiliza-se do mesmo procedimento adotado na estimação das elasticidades do imposto de renda sobre os indivíduos. A diferença está no cálculo da elasticidade dos ganhos de arrecadação devido a mudanças nas faixas de salários dos indivíduos,  $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i}$ , além de considerarmos de forma distinta o empregado e o empregador. Com o objetivo de captar corretamente o efeito da variação salarial sobre a arrecadação, a elasticidade-salário da arrecadação será a média ponderada das elasticidades de cada contribuinte.

Para calcular os pesos de cada contribuinte (empregado e empregador) na arrecadação total, coletaram-se dados de arrecadação por código de pagamento junto ao MPAS para os anos de 2001 a junho de 2005. A participação do empregado e empregador distribui-se em 25% e 75%, respectivamente, conforme tabela A.2. Para fins de definição, na faixa “Empregados” foram incluídos os segurados empregados, inclusive domésticos e trabalhadores avulsos, e os contribuintes individual e facultativo.

No caso do empregador, a contribuição é sempre proporcional – de 20% sobre a folha de salários – para toda a amostra. Assim, para esse contribuinte, toma-se a elasticidade-salário da arrecadação igual a 1.

TABELA A.2

**Arrecadação da previdência social**

	2001	2002	2003	2004	2005 <sup>1</sup>	Média	Média (%)
Empregados	17,849	19,863	18,925	21,579	10,122	17,668	25
Empregadores	44,737	51,025	62,806	72,186	38,907	53,932	75
Total	62,586	70,889	81,731	93,765	49,029	71,600	
Empregados (%)	29	28	23	23	21	25	
Empregadores (%)	71	72	77	77	79	75	

Fonte: MPAS.

Nota: <sup>1</sup> Até junho.

A contrapartida do empregado segue a metodologia do IRPF e IRRF. No entanto, é mais trabalhosa, pois, na tentativa de equacionar o crescente desequilíbrio no regime de previdência, foram implementadas diversas reformas cujas consequências foram a variabilidade nas alíquotas de contribuição e nas faixas de incidências sobre o salário do empregado, em geral mudanças de pequena magnitude, exceto para dois últimos anos da amostra. A distribuição das faixas de salários e a participação de cada faixa salarial na arrecadação total são simuladas com base nas informações do CAGED, do MTE, e cobrem o período de 1997 a 2005.

A partir das informações mensais do número de admitidos e dos salários de admissão de oito setores de atividade da economia, distribuídos por faixas que vão de 0 salário mínimo (SM) até mais de 20 SMs, calcula-se a contribuição média e marginal por faixa e o peso de cada faixa de contribuição para cada ano. Dessa forma, a média ponderada da elasticidade-salário da arrecadação das contribuições previdenciárias estimadas para o empregado e o empregador é de  $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_t} = 0,82$ , e está na mesma ordem dos valores estimados para os países da OCDE por *Giorno et al.* (1995) – as estimativas para os 15 países compõem um estreito intervalo de 0,8 a 1.