

# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1377**

## **AVALIANDO OS EFEITOS DA POLÍTICA FISCAL NO BRASIL: RESULTADOS DE UM PROCEDIMENTO DE IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA**

**Mário Jorge Mendonça  
Luis Alberto Medrano  
Adolfo Sachsida**



# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1377**

## **AVALIANDO OS EFEITOS DA POLÍTICA FISCAL NO BRASIL: RESULTADOS DE UM PROCEDIMENTO DE IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA**

**Mário Jorge Mendonça\***  
**Luis Alberto Medrano\*\***  
**Adolfo Sachsida\*\*\***

Produzido no programa de trabalho de 2008

Rio de Janeiro, fevereiro de 2009

---

\* Técnico em Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Macroeconômicos – Dimac/Ipea.

\*\* Bolsista pelo Programa Nacional de Pós-Doutorado (PNPD).

\*\*\* Técnico em Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Macroeconômicos – Dimac/Ipea e Professor da Universidade Católica de Brasília (UCB).

## **Governo Federal**

**Ministro de Estado Extraordinário  
de Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

**Secretaria de Assuntos Estratégicos**



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

### **Presidente**

Marcio Pochmann

### **Diretor de Administração e Finanças**

Fernando Ferreira

### **Diretor de Estudos Macroeconômicos**

João Sicsú

### **Diretor de Estudos Sociais**

Jorge Abrahão de Castro

### **Diretora de Estudos Regionais e Urbanos**

Liana Maria da Frota Carleial

### **Diretor de Estudos Setoriais**

Márcio Wohlers de Almeida

### **Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Mário Lisboa Theodoro

### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

### **Assessor-Chefe da Assessoria de Imprensa**

Estanislau Maria

### **Assessor-Chefe da Comunicação Institucional**

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL: C32, E60, H20

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO**

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 VAR ESTRUTURAL (SVAR)	8
3 IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA	10
4 RESULTADOS	13
5 COMENTÁRIOS FINAIS	19
REFERÊNCIAS	20
APÊNDICE	22



## SINOPSE

Este artigo usa dados trimestrais do período janeiro/1995 a dezembro/2007 para investigar os efeitos de choques fiscais na economia brasileira. Nós seguimos o procedimento de identificação sugerido por Mountford e Uhlig (2005) para verificar o impacto de choques no consumo corrente do governo e na receita pública líquida sobre o produto interno bruto (PIB) e a taxa de inflação. A principal vantagem desse método é que ele permite isolar o choque fiscal de outros choques que ocorrem na economia (tais como o choque de ciclo de negócios e o choque monetário). Os resultados sugerem que em resposta a um aumento inesperado do gasto do governo: *a*) o consumo privado aumenta; *b*) com uma probabilidade de 77,1%, o PIB se reduz; e *c*) a taxa de juros aumenta. Isso pode indicar a ocorrência de efeito *crowding out* entre investimento público e privado. Em relação a um choque expansionário da receita pública: *a*) com uma probabilidade de 56,6% ocorre uma redução do PIB no curto prazo, mas no longo prazo existe a possibilidade de uma reação positiva do PIB; e *b*) com uma probabilidade de 76,1%, o consumo privado é reduzido. Com relação ao efeito de choque monetário contracionista: *a*) o PIB e o nível de preços respondem negativamente; e *b*) o PIB sofre uma retração com 70,0% de probabilidade, enquanto o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) apresenta um declínio de 0,04%. Por fim, considerando o efeito de um choque de ciclo de negócio, observa-se que o efeito sobre o gasto público é positivo, o que pode indicar uma política fiscal pró-cíclica.

## ABSTRACT

This article investigates the effects of fiscal policy shock in the Brazilian economy using quarterly data during the period between January/1995 and December/2007. We follow the agnostic procedure suggested by Mountford and Uhlig (2005) to verify separately the impact of the unexpected positive impulse of current government spending and the net public revenues on some economic variables such as gross domestic product (GDP) and price index. The main advantages of this method regard it allows to isolate the fiscal impulse from the movements that comes from business cycle and the management of monetary policy. We find that in response of an expansionary shock of public expenditures the private consumption increases surely. It can indicate that there is some kind of crowding out effect with a reduction of private investment because the GDP contemporaneous decreases with 77.1 percent probability. The GDP reacts negatively with 56.6 percent probability immediately after a positive shock of the public net revenues. But in long run the probability of this response to be positive rises strongly. With 76.1 percent probability the private consumption decreases after this shock. Finally, another distinctive feature of the agnostic identification used in this paper pertains to the assessment the business cycle and monetary shock. With a 70.0 percent probability the real GDP decreases immediately after a contractionary monetary shock on the Selic rate and this effect is negative and very persistent. Further, the most likely path of the price index (IPCA) indicates a drop of 0.4 percent in this variable during the first five months after a monetary shock. Considering the business cycle, government spending is not countercyclical in a view that during an economic boom the endogenous response of expenditure of government is positive.



# 1 INTRODUÇÃO

Este artigo apresenta um estudo empírico dos efeitos da política fiscal no Brasil. Os dados usados aqui são trimestrais, referentes ao período janeiro/1995 a dezembro/2007. As variáveis macroeconômicas adotadas são: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), produto real, taxa nominal de juros de curto prazo (Selic), consumo privado, gasto público corrente e receitas líquidas do governo. Nosso modelo padrão é um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) que tenta captar fatos estilizados de choques fiscais sobre a economia. Devemos ressaltar que o setor público aqui deve ser entendido no seu conceito amplo<sup>1</sup> (governo federal, estadual e municipal, fundações federais e autarquias).

Uma ampla literatura sobre modelos de SVAR tem sido aplicada para se analisar os efeitos de choques monetários na economia.<sup>2</sup> Contudo, mais recentemente, essa mesma metodologia vem sendo adotada para se verificar o efeito de choques fiscais sobre variáveis econômicas, tais como o produto interno bruto (PIB) e a inflação. Geralmente, a modelagem SVAR identifica as relações contemporâneas entre as variáveis com base em informação *a priori* advinda da teoria econômica (BLANCHARD; PEROTTI, 2002; FATÁS; MIHOV, 2001a, b; FAVERO, 2002; GALI; LOPEZ-SALIDO; VALLES, 2004, *inter allia*). Outra maneira de realizar a identificação é usando informação narrativa, tais como o início de uma guerra, ou informações sobre mudanças institucionais no sistema tributário, ou ainda, informações históricas sobre decisões de política ou eleições (ROMER; ROMER, 1994; RAMEY; SHAPIRO, 1998; EDELBERG; EICHENBAUM; FISHER, 1999; BLANCHARD; PEROTTI, 2002; BURNSIDE; EICHENBAUM; FISHER, 2003; EICHENBAUM; FISHER, 2004, *inter allia*).

Neste artigo, adotamos o procedimento de identificação agnóstica desenvolvido por Mountford e Uhlig (2005). Este tipo de identificação reduz fortemente o emprego de informação *a priori* ou restrição no modelo enquanto complementa outros métodos que adotam restrições na função de impulso-resposta (IRF) a choques específicos (BLANCHARD; QUAH, 1989; DWYER, 1997; FAUST, 1998; CANOVA; DE NICOLO, 2002). Diferentemente de Mountford e Uhlig (2005), estimamos o vetor autorregressivo (VAR) bayesiano usando uma combinação das versões estacionária e não-estacionária da priori de Minnesota *prior*, de modo a proporcionar um melhor ajuste dos dados.

A principal dificuldade em se identificar um choque fiscal reside em nossa habilidade para distinguir o verdadeiro choque fiscal dos movimentos das variáveis fiscais que são apenas respostas automáticas a outras categorias de choques, tais como choques monetários ou de ciclo de negócios. Neste último caso, as variáveis fiscais não reagem a um impulso fiscal exógeno, mas sim em consequência de uma resposta endógena oriunda de choques em outras variáveis macroeconômicas. Por exemplo, as receitas do governo aumentam durante uma expansão econômica, contudo, esse efeito não pode ser classificado como choque fiscal, uma vez que o aumento das receitas foi proveniente de outros fatores não relacionados com uma decisão explícita

---

1. Não inclui empresas estatais.

2. Para uma revisão desta literatura, ver Christiano, Eichenbaum e Evans (2005).

do governo de aumentar a arrecadação (FATÁS; MIHOV, 2001a). O mesmo raciocínio pode ser aplicado ao aumento do gasto público decorrente de uma queda na atividade econômica.<sup>3</sup> Afinal, esse aumento dos gastos do governo seria apenas uma resposta ao choque de ciclo de negócios, e não uma resposta ao choque fiscal. Outra fonte de complicação são os choques monetários. Por exemplo, ao aumentar a taxa de juros para combater a inflação, o Banco Central do Brasil (BCB) também afeta o PIB e o consumo privado. Mas o aumento da taxa de juros também tem efeitos fiscais (aumento do custo de rolagem da dívida pública, por exemplo). Assim, devemos isolar os efeitos do choque monetário dos efeitos do choque fiscal.

Os principais resultados encontrados neste estudo podem ser resumidos a seguir:

a) O gasto do governo é pró-cíclico, isto é, durante períodos de crescimento econômico a resposta endógena dos gastos públicos é positiva.

b) Com uma probabilidade de 70%, o PIB real decresce imediatamente após um choque monetário negativo (contração monetária). Além disso, a trajetória mais provável do IPCA indica uma queda de 0,4% nesta variável durante os cinco primeiros meses após a contração monetária. As receitas públicas líquidas também decrescem após um choque monetário contracionista.

c) A resposta contemporânea do consumo privado a um impulso expansionário dos gastos do governo é quase certamente positiva. Este fato pode indicar a ocorrência de *crowding out* entre investimento público e privado, uma vez que o PIB decresce com uma probabilidade de 77,1% após o choque positivo nos gastos públicos e a taxa de juros aumenta com 90,0% de probabilidade.

d) O PIB reage negativamente, com uma probabilidade de 56,6%, imediatamente após um choque positivo (aumento) nas receitas líquidas do governo. Mas existe a possibilidade de o PIB reagir positivamente no longo prazo a esse tipo de choque. Com uma probabilidade de 76,1%, o consumo privado se reduz após tal choque.

Este artigo está organizado da seguinte maneira: na seção 2, apresentamos um breve comentário sobre a modelagem SVAR. A seção 3 fornece uma caracterização detalhada do procedimento de identificação agnóstica feito com base na abordagem bayesiana. Os resultados econométricos são apresentados e discutidos na seção 4. Finalmente, a seção 5 resume as principais conclusões do artigo.

## 2 VAR ESTRUTURAL (SVAR)

O SVAR<sup>4</sup> pode ser representado da seguinte maneira:

$$AY_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{para } t = 0:T \quad (1)$$

3. Os gastos do governo tendem a aumentar em períodos recessivos devido à atuação dos estabilizadores automáticos.

4. Para mais detalhes, o modelo VAR pode ser encontrado em Sims (1986), Fackler (1988), Hamilton (1993) e Enders (1995).

Se assumirmos que  $A_0$  é inversível, então (1) tem a forma reduzida dada por:

$$Y_t = \beta + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

com  $u_t \sim N(0, \Sigma)$  e  $E(u_t u_s') = 0, \forall t \neq s$ , onde  $u_t$  é a forma reduzida dos resíduos e  $\beta$  é um vetor de constantes. Assumimos que  $\varepsilon_t \sim N(0, I)$ . A relação entre os modelos (1) e (2) é baseada na seguinte identidade:

$$\beta = A^{-1}\alpha, \quad B_i = A^{-1}A_i, \quad u_t = A^{-1}\varepsilon_t \quad \text{e} \quad \Sigma = A^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t')(A^{-1})' = A^{-1}(A^{-1})'$$

Note-se que tal representação não permite a identificação de choques exógenos independentes nas variáveis, isso ocorre porque os resíduos das formas reduzidas são contemporaneamente correlacionados (a matriz  $\Sigma$  é não diagonal).<sup>5</sup> Isto é, os resíduos da forma reduzida  $u_t$  podem ser interpretados como resultado de uma combinação linear de choques exógenos que não são correlacionados contemporaneamente. Não é possível distinguir qual o choque que afeta determinada variável na forma reduzida. Para a avaliação de política somente faz sentido verificar o efeito de um choque independente. É possível estimar os parâmetros  $B$  e  $\Sigma$  em (2) de maneira consistente, mas, exceto para previsão, eles não são parâmetros de interesse. Sem restrições adicionais em  $A$ , não podemos recuperar a forma estrutural a partir da forma reduzida, pois  $\Sigma$  não possui coeficientes estimados em número suficiente para se recuperar a matriz não-restrita  $A$ . Dessa maneira, precisamos impor um número de restrições que torne possível a identificação e estimação de  $A$ . Este procedimento é conhecido por identificação.

A matriz  $A$  pode ser estimada por meio das informações presentes na matriz de covariância da forma reduzida. O ponto importante aqui é que, geralmente, existe um grande número de matrizes de posto completo (*full rank*)  $A$  que nos permite reproduzir  $\hat{\Sigma}$ . Isto é, existem várias condições de dependência e independência nas correlações contemporâneas (Núcleos de Markov<sup>6</sup>) entre as variáveis – dadas pelas diferentes especificações onde os parâmetros em  $A$  são livres ou restritos e iguais a zero – que nos permitem reproduzir as correlações parciais observadas dos resíduos na forma reduzida.<sup>7</sup> Isso significa que  $A^{-1}(A^{-1})' = \tilde{A}^{-1}(\tilde{A}^{-1})'$  onde  $\tilde{A}$  é a decomposição de Cholesky para  $\hat{\Sigma}$ . Resumindo, existem várias maneiras de se decompor  $\hat{\Sigma}$ .

5. Tais choques são forças primitivas e exógenas, sem causa comum, que afetam as variáveis do modelo.

6. Markov Kernels.

7. A matriz  $A$  não pode ter, em seu conjunto, um número de parâmetros livres maior do que o número de parâmetros livres na matriz simétrica  $\Sigma$ . Se  $n$  for o número de variáveis endógenas do modelo, então, para satisfazer a condição da ordem para a identificação de  $A$ , é necessário que o número de parâmetros livres a ser estimado em  $A$  seja não maior do que  $n(n-1)/2$ . Quando  $n$  é menor do que  $n(n-1)/2$ , o modelo é sobreidentificado. Não existe uma condição geral simples para a identificação local dos parâmetros de  $A$ . Uma condição necessária e suficiente para a identificação local de algum ponto regular no  $R^n$ , como foi mostrado por Rothenberg (1971), é que a determinante da matriz da informação seja diferente de zero. Na prática, as avaliações da determinante da matriz da informação em alguns pontos, escolhida aleatoriamente no espaço dos parâmetros, são o bastante para estabelecer a identificação de um determinado modelo.

Para se estimar um modelo estrutural, é necessário identificar um número de relações condicionais independentes (isto é, parâmetros iguais a zero em  $A_0$ ) para satisfazer a condição de ordem para identificação. Dessa maneira, identificar  $A$  é equivalente a identificar a distribuição condicional (Markov Kernels) dos resíduos da forma reduzida das informações sobre suas distribuições conjuntas. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do SVAR. De acordo com Uhlig (2005), a identificação é feita usualmente seguindo-se um dos três métodos: *a*) aplicando-se a decomposição de Cholesky na matriz de covariância dos resíduos  $\Sigma$ , o que implica um ordenamento recursivo (SIMS, 1986); *b*) impondo alguma relação estrutural na matriz  $A$  (BERNANKE, 1986); ou *c*) separando impulsos transitórios dos permanentes nos impulsos primários  $\varepsilon_t$  (BLANCHARD; WATSON, 1986).

### 3 IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA

Esta seção fornece alguns detalhes do procedimento de identificação agnóstica (UHLIG, 2005; MOUNTFORD; UHLIG, 2005) para identificar os efeitos de choques fiscais na economia. Este método impõe restrições de sinal nas IRFs de determinadas variáveis. Por exemplo, no caso relacionado ao efeito de um choque monetário contracionista,<sup>8</sup> a resposta do IPCA a um aumento na taxa de juros é restrita a valores não-positivos durante certo número de períodos após o choque (UHLIG, 2005). Isto é, por construção elimina-se a existência de *price-puzzle* e outros resultados não esperados.<sup>9</sup> Nenhuma outra restrição é imposta nas outras variáveis.

Um resultado importante no método de Uhlig consiste em notar que a matriz  $A$ , tal que  $\hat{\Sigma} = AA'$ , pode ser escrita como  $A = \tilde{A}Q$ , onde  $Q$  é uma matriz ortogonal e  $\tilde{A}$  é a decomposição de Cholesky da matriz estimada de variância dos resíduos  $\hat{\Sigma}$ . Esta equação mostra que o problema de determinar os elementos livres em  $A$  pode ser convenientemente transformado num problema de escolher elementos num conjunto ortogonal. Além disso, se o interesse está restrito à resposta de um choque em particular, então o problema recai na determinação de um vetor  $\alpha$  por meio da seguinte expressão:

$$a = \tilde{A}^{-1}\alpha \tag{4}$$

onde  $a$  é uma coluna de  $A$  denominada por Uhlig (2005) vetor-impulso que contém as respostas contemporâneas das variáveis endógenas a um determinado choque e  $\alpha$  é uma coluna de  $Q$  referente à posição correspondente. A ideia principal do esquema de identificação agnóstica é impor um conjunto de restrições em forma de desigualdade nas  $j$ -entradas do vetor  $a$ . Isto claramente não identifica o vetor  $a$ , mas nos dá um conjunto factível de IRFs que são consistentes com as restrições impostas. Dado um vetor  $a$ ; é fácil calcular o impulso-resposta compatível da seguinte maneira. Seja

8. Mendonça, Medrano e Sachsida (2008) aplicam o procedimento agnóstico para identificar o efeito de um choque de política monetária no Brasil.

9. Respostas a determinados choques inconsistentes com a teoria indicariam a princípio que o modelo está mal especificado.

$r_i(k) \in R^n$  a resposta-impulso no período  $k$  do  $i$ -ésimo choque obtido da decomposição de Cholesky, a resposta-impulso para  $a$  em  $k$  é dada da seguinte forma:

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^n \alpha_i r_i(k) \quad (5)$$

Baseado na expressão (5), podemos identificar o vetor-impulso correspondente ao choque fiscal. Um problema sério na identificação de choques fiscais é que é difícil separar este de outros que afetam a economia. Como indicamos na introdução, uma das vantagens principais deste método é isolar o impulso fiscal daqueles movimentos automáticos, relativos ao estado de economia criado pelo ciclo de negócios e pela atuação da política monetária. Assim, para verificarmos o real efeito de um choque fiscal sobre o nível de preços da inflação ou sobre o PIB, temos antes que isolar dessas variáveis os efeitos dos choques monetários e de ciclo de negócios. Com relação a esse ponto, a identificação agnóstica proposta por Mountford e Uhlig (2005) oferece uma maneira interessante de tratar esta questão. Para este fim, necessitamos antes definir objetivamente o conceito de choque fiscal.

De acordo com Mountford e Uhlig (2005), o choque de ciclo de negócios é um vetor do impulso  $a_{bc}$  no qual as respostas-impulso  $r_{bc}(k)$  para o PIB real, o consumo privado e as receitas públicas são não-negativas no horizonte  $k = 0$  a  $K$ . A identificação agnóstica proposta inicialmente por Uhlig (2005) para um impulso monetário contracionista é definida como um choque que não conduza a um aumento no nível dos preços nem a uma diminuição na taxa de juros. Sendo assim, um vetor-impulso de política monetária é um vetor do impulso  $a_m$  em que as respostas-impulso são não-positivas para o nível dos preços e não-negativas para a taxa de juros durante o intervalo  $k = 0$  a  $K$ . O impulso fiscal é definido duplamente envolvendo uma inovação não esperada no gasto público e na receita pública. Assim, definimos o impulso fiscal para o gasto como sendo o vetor  $a_s$  no qual a IRF  $r_s(k)$  para a despesa pública é não-negativa para o horizonte de um ano. Define-se também impulso fiscal via receita como sendo o vetor  $a_r$  no qual a função resposta de impulso  $r_r(k)$  é não-negativa para as receitas públicas durante o mesmo período. Em resumo, duas matrizes devem ser geradas,  $[\tilde{a}_{bc}, \tilde{a}_m, \tilde{a}_s]$  e  $[\tilde{a}_{bc}, \tilde{a}_m, \tilde{a}_r]$ , de modo que os vetores de impulso fiscal  $\tilde{a}_s$  ( $\tilde{a}_r$ ) sejam ortogonais aos vetores-impulso de ciclo de negócios e monetário,  $a_{bc}$  e  $a_m$ .

O problema é agora selecionar o conjunto apropriado de vetores de impulso  $\Psi(B, \Sigma, k)$  que satisfazem as restrições de impulso fiscal. Para estimar  $\Psi(B, \Sigma, k)$ , calcule os vetores-impulso  $((r_{bc}(k), r_m(k), r_f(k)))$  para  $f=s$  e  $f=r$ . Para ser um candidato apropriado a vetor de impulso fiscal,  $a_f$  deve ser simultaneamente ortogonal a  $a_{bc}$  e  $a_m$ . A verificação desse fato necessita ser implementada em três etapas. Primeiramente, verifica-se se  $a_{bc}$  satisfaz a condição de vetor de ciclo de negócios. Em caso afirmativo, selecione outra matriz  $\tilde{a} = (\tilde{a}_{bc}, \tilde{a}_m, \tilde{a}_f)$ . De outro modo, verifique se  $a_m$  é um candidato para vetor de impulso monetário. Em caso afirmativo, descarte  $\tilde{a} = (\tilde{a}, \tilde{a}_m, \tilde{a}_f)$ . Diferentemente, cheque se  $a_f$  é um candidato para vetor-

impulso fiscal. Em caso afirmativo, acumule  $\tilde{a} = (\tilde{a}, \tilde{a}, \tilde{a}_f)$ . Se não, selecione outra matriz  $\tilde{a} = (\tilde{a}_{bc}, \tilde{a}_m, \tilde{a}_f)$  e repita os mesmos passos. Durante esse processo, os candidatos a vetor de impulso monetário e vetor de impulso de ciclo de negócios foram trivialmente obtidos nas etapas anteriores à seleção do vetor de impulso fiscal.

A implementação do procedimento agnóstico pode ser feita por meio da abordagem bayesiana (SIMS; ZHA, 1998, 1999) mais apropriada para lidar com a incerteza acerca dos parâmetros do VAR e das IRFs. Pelo fato de termos variáveis estacionárias e não-estacionárias, utilizamos como priori uma combinação das versões estacionária e não-estacionária da priori de Minnesota (DOAN; LITTELMAN; SIMS, 1984; SIMS; UHLIG, 1991; KADIYALA; KARLSON, 1997) para  $(B, \Sigma)$ . Aqui  $B$  é uma matriz  $n \times n(p+1)^{10}$  e  $\Sigma$  uma matriz  $n \times n$ . Pelo fato de o núcleo da função de verossimilhança ser o mesmo da distribuição matriz Normal-Wishart, é possível fazer a conjugação. Neste caso, a distribuição priori para  $(B, \Sigma)$  é também uma Normal-Wishart de forma que condicional em  $\Sigma$ ,  $vec(B) \sim N(vec(B_0), \Sigma \otimes H_0^{-1})$ , enquanto  $\Sigma^{-1}$  segue uma distribuição Wishart invertida  $W(S_0^{-1}/v_0, v_0)$  com  $E[\Sigma^{-1}] = S_0^{-1}$ , onde  $H_0$  é uma matriz positiva definida de dimensão  $(p+1) \times (p+1)$ ,  $S_0$  é uma matriz positiva definida  $n \times n$  e  $v_0 > 0$  é um número real.

Dado que a função posteriori (o produto da função de verossimilhança e da distribuição priori) de  $(B, \Sigma)$  é também uma matriz Normal-Wishart, temos a condicional em  $\Sigma$ ,  $vec(B) \sim N(vec(B_T), \Sigma \otimes H_T^{-1})$ , enquanto  $\Sigma^{-1}$  segue uma distribuição Wishart  $W(S_T^{-1}/v_T, v_T)$ , onde:

$$H_T = H_0 + X'X$$

$$v_T = v_0 + T;$$

$$S_T = \frac{v_0}{v_T} S_0 + \frac{T}{v_T} \hat{\Sigma} + \frac{1}{v_T} (\hat{B} - B_0)' H_0 H_T X' X (\hat{B} - B_0)$$

$$B_T = H_T^{-1} (H_0 B_0 + X' X \hat{B})$$

sendo  $\hat{B}$  e  $\hat{\Sigma}^{11}$  os estimadores de máxima verossimilhança para  $B$  e  $\Sigma$ .

Uma priori não-informativa é caracterizada tomando  $v_0 = 0$ ,  $H_0 = 0$ ,  $B_0$  e  $S_0$  quaisquer. Neste caso, temos que  $H_T = X'X$ ,  $B_T = \hat{B}$ ,  $v_T = T$  e  $S_T = \hat{\Sigma}$ . No caso, adotamos a versão não-estacionária da priori de Minnesota (DOAN; LITTELMAN; SIMS, 1984), onde os coeficientes autorregressivos  $B_{ij}^p$  (coeficiente autorregressivo de ordem  $p$  da  $i$ -ésima variável na equação da  $j$ -ésima variável do VAR) têm média zero

10. Aqui  $n$  é o número de variáveis endógenas e  $p$  o número de defasagens do VAR.

11.  $\hat{B} = (X'X)^{-1} X'Y$  e  $\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} (Y - X\hat{B})'(Y - X\hat{B})$ .

exceto para  $p = 1$ , onde  $B_{ij}^1$  para  $i = j$ , enquanto os elementos  $w_{ij}$  da matriz de covariância de  $B$  são tais que:

$$w_{ij} = \frac{\lambda}{l} \text{ se } i = j, \text{ ou } w_{ij} = \frac{\lambda \hat{\sigma}_i^2}{l \hat{\sigma}_j^2} \text{ se } i \neq j$$

onde  $l$  é a defasagem e  $\hat{\sigma}_i^2$  é o  $i$ -ésimo elemento da diagonal  $\hat{\Sigma}$ . O parâmetro  $\lambda$  indica nosso conhecimento acerca da distribuição priori para os coeficientes de  $B$ . Se  $(\lambda \rightarrow 0)$ , então a probabilidade, *a priori*, de  $(y_j)$  afetar  $(y_i)$  é pequena, o que faz com que a variável seja tomada *a priori* como um *random walk*. Por outro lado, se  $(\lambda \rightarrow \infty)$ , esta probabilidade é alta, o que corresponde ao caso da priori não-informativa.

Neste estudo, o procedimento de amostragem de Gibbs foi usado para gerar as distribuições marginais de  $B$  e  $\Sigma$  do seguinte modo. A cada iteração  $g$ th,

$$\text{Passo 1 } B_T^{(g)} | S_T \otimes X'X \sim N(\text{vec}(B_T), S_T \otimes X'X)$$

$$\text{Passo 2 } S_T^{(g)} \sim W(S_T^{-1} / \mathbf{v}_T, \mathbf{v}_T).$$

Ao final de  $N$  iterações, descarte as  $\bar{N}$  primeiras e verifique se houve convergência.

## 4 RESULTADOS

Esta seção descreve os resultados dos efeitos da política fiscal no Brasil no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Devemos ressaltar que os critérios de informação de Schwarz e Hanna-Quinn sobre a ordem de defasagem do VAR sugerem a inclusão de uma defasagem para cada variável no modelo. As variáveis incluídas no nosso VAR seguem de perto outros trabalhos presentes nessa literatura e são as seguintes: IPCA, PIB real, consumo privado, taxa Selic, gasto público corrente e carga tributária líquida. Sendo que as duas últimas variáveis são consideradas os instrumentos de política fiscal. Fatás e Mihov (2001a,b), Blanchard e Perotti (2002), Mountford e Uhlig (2005) são exemplos de trabalhos que adotam o mesmo conjunto de variáveis. A descrição completa das variáveis adotadas nesse artigo é a seguinte:

PIB: é o índice sazonalmente ajustado do PIB trimestral (Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE));

IPCA: é a média trimestral do índice de preços ao consumidor ampliado (Fonte: IBGE);

Selic: é a média trimestral da taxa de juros nominal de curto prazo (Fonte: BCB);

CONSUMO: é a taxa de consumo privado em relação ao PIB (Fonte: IBGE);

**GASTO:** é a taxa de gasto do governo consolidado em relação ao PIB. Inclui os gastos totais com funcionários públicos e taxas sociais mais outros gastos de consumo e capital (Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (STN));

**RECEITA:** é a taxa de receitas líquidas do governo consolidado em relação ao PIB. As receitas líquidas são definidas como as receitas brutas menos seguro social, Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), subsídios e juros líquidos pagos (Fonte: Ipea).<sup>12</sup>

Devemos ressaltar que o procedimento bayesiano adotado para a estimação do VAR elimina o problema da ordem de integração das séries, bem como diminui a relevância do tamanho da amostra. Diversos autores (DEJONG; WHITEMAN, 1991; KOOP, 1992; SIMS, 1988; SIMS; UHLIG, 1991) advogam vigorosamente em favor da alternativa bayesiana em vez da abordagem clássica mais tradicional usada no que se refere à questão da raiz unitária. Isso porque é conhecido que os testes ADF são de baixa potência em relação a alternativas plausíveis, especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. A abordagem bayesiana, por outro lado, revelaria que as hipóteses de raiz unitária e de tendência estacionária apresentariam probabilidades bastante similares quanto às suas funções posteriori. Assim, esta abordagem fornece um sumário mais razoável da informação amostral que a clássica. Outro problema com os testes clássicos de raiz unitária é o da descontinuidade gerada na teoria assintótica (SIMS, 1988). A abordagem bayesiana desde que é baseada na função de probabilidade não apresenta tal problema. Por fim, Koop (1992) igualmente indica que, na abordagem clássica, valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. A abordagem bayesiana desde que é condicional à amostra observada fornece resultados mais exatos para pequenas amostras. Em resumo, o problema raiz unitária não é um ponto crítico na estatística bayesiana.

As IRFs com as bandas de erro bayesianas para os distintos tipos de choques estão expostas nas figuras 1 a 4. Os gráficos dos histogramas das respostas iniciais relacionadas ao choque fiscal estão expostos no apêndice A ao final do trabalho. A IRF derivada de uma inovação no ciclo de negócios é mostrada na figura A.1. Neste caso, as variáveis PIB, consumo privado e receitas líquidas do governo crescem por construção. Fica claro que os gastos do governo não são contracíclicos. A resposta da taxa de juros e do nível de preços não é conclusiva para os períodos iniciais.

---

12. Os autores agradecem ao Dr. Cláudio Hamilton dos Santos do Ipea que estimou a série trimestral da carga tributária líquida brasileira até então não disponível em fontes oficiais (DOS SANTOS, 2008).

FIGURA 1  
**O choque do ciclo de negócios**

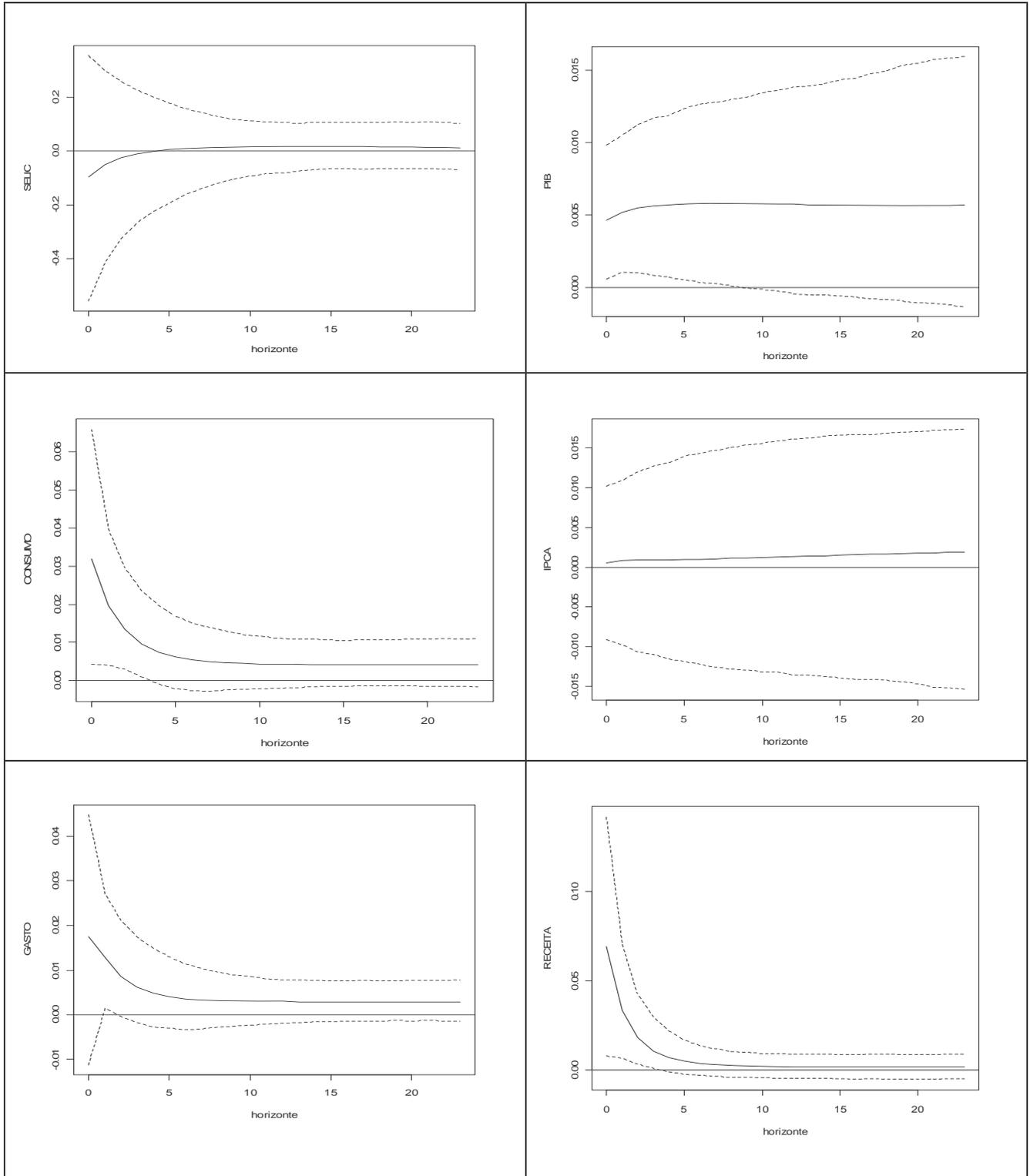


FIGURA 2  
O choque monetário

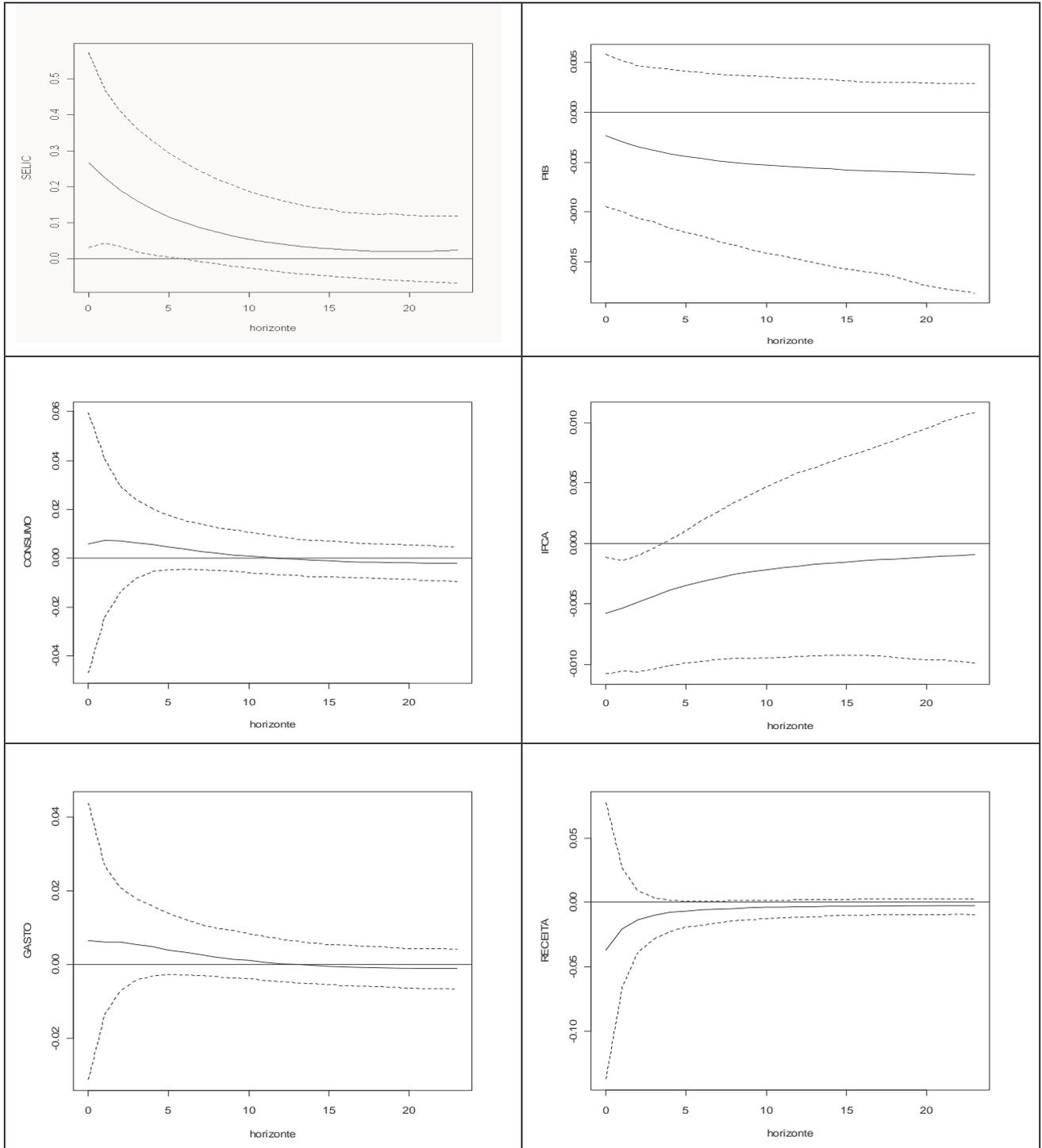


FIGURA 3  
**Choque fiscal I – gastos do governo**

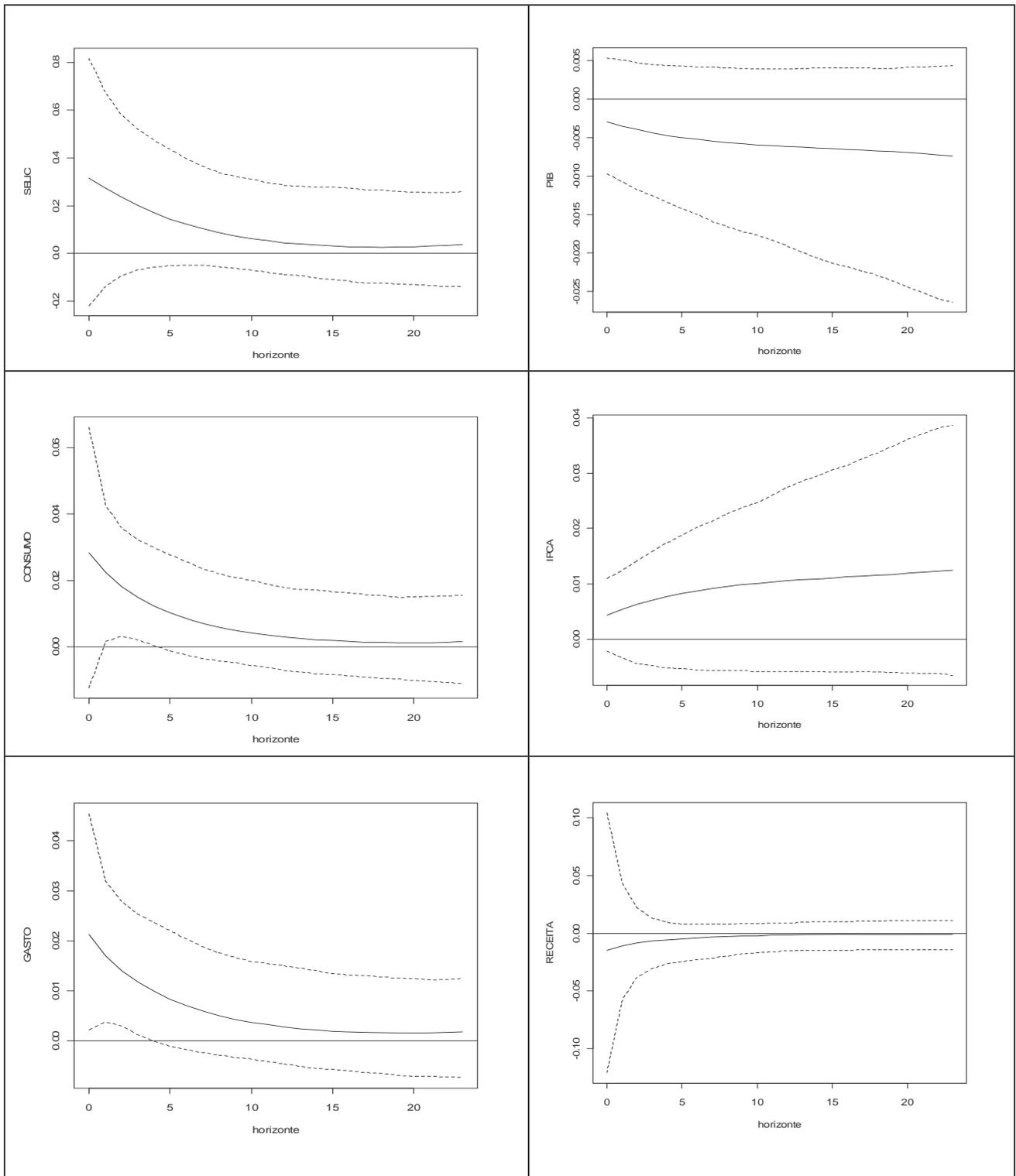
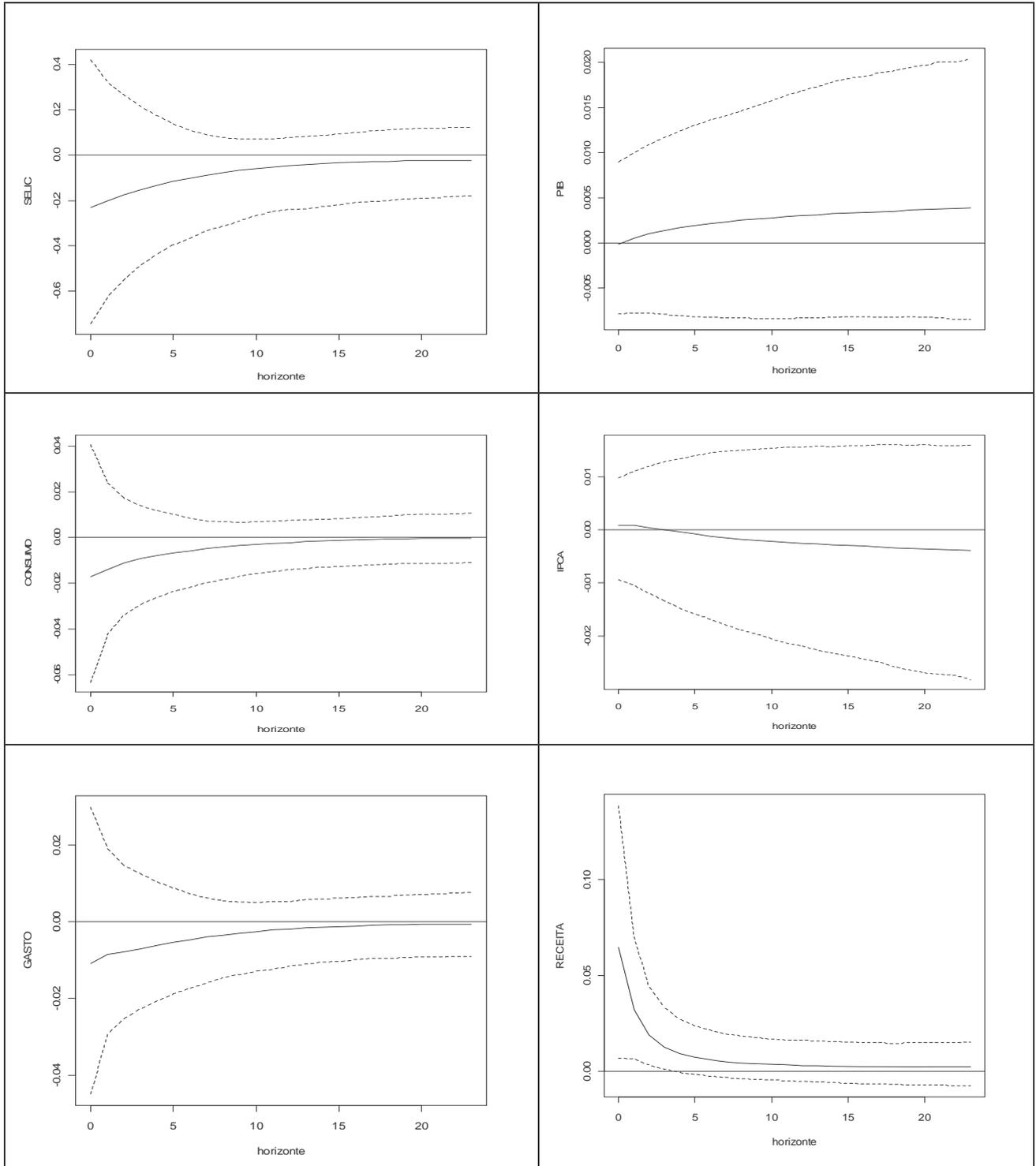


FIGURA 4  
**Choque fiscal II – receitas públicas líquidas**



As IRFs ao choque monetário estão representadas na figura 2. Neste choque a resposta-impulso do IPCA é não-positiva. Tal restrição é mantida por um período fixo de tempo (seis meses), após o qual é abandonada. Diferente do artigo de Uhlig (2005) para a economia americana, nosso estudo mostra a habilidade da política monetária em afetar o PIB no Brasil. Um choque monetário positivo (aumento da taxa de juros) produz um efeito negativo e persistente no PIB. Com uma probabilidade de 70%, o PIB real irá se reduzir após um choque monetário contracionista. Uma queda de 0,3% no IPCA durante os cinco primeiros meses após o choque é o caminho mais provável de evolução desta variável.

Um choque expansionário nos gastos do governo é mostrado na figura 3. O gasto do governo aumenta por construção. As respostas do IPCA e da Selic estão de acordo com a teoria, pois ambas as variáveis crescem em resposta a esse tipo de choque. Ainda em relação a esse choque, o PIB decresce com 77,1% de probabilidade, ao passo que o consumo privado aumenta com 98% de probabilidade. Isso pode indicar que está ocorrendo *crowding-out*, uma vez que o investimento privado pode estar caindo.<sup>13</sup>

Finalmente, consideramos o efeito de um aumento não esperado nas receitas públicas líquidas, este choque está representado na figura 4. Com 56,6% de probabilidade o PIB decresce após um aumento inesperado nas receitas do governo. Apesar de a resposta inicial do PIB ser negativa, ela pode se tornar positiva no longo prazo. A explicação para isso reside nas expectativas positivas criadas por um aumento nas receitas do governo. Afinal, os agentes podem interpretar isso como um sinal de que o governo pretende manter o déficit público sob controle. Com 76,1% de probabilidade, o consumo privado decresce após um aumento inesperado da receita do governo.

## 5 COMENTÁRIOS FINAIS

Neste artigo, adotamos o procedimento de identificação agnóstica desenvolvido por Mountford e Uhlig (2005) para distinguir os efeitos dos choques de política fiscal de outros choques na economia. Este método se utiliza de restrições mínimas para identificar o choque fiscal e, em particular, não impõe restrições em algumas variáveis-chave de nosso interesse: PIB, consumo privado e taxa de juros de curto prazo.

Encontramos que, em resposta a um choque expansionário nos gastos do governo, o consumo privado aumenta com uma alta probabilidade. Isto pode estar indicando a ocorrência de *crowding out* entre investimento público e privado, dado que o PIB decresce com uma alta probabilidade.

Em relação a um choque positivo nas receitas líquidas do governo, o PIB reage negativamente com 56,6% de probabilidade após o choque. Mas no longo prazo existe a possibilidade de essa resposta ser positiva.

---

13. Para lidar com essa questão seria necessário incluir a variável investimento privado no VAR. Há dois problemas nesse ponto: *a)* a dimensão temporal de nossa amostra é muito curta para podermos incluir uma variável a mais; e *b)* a série de formação bruta de capital fixo, nas contas nacionais brasileiras, não distingue entre capital público e privado.

## REFERÊNCIAS

- BERNANKE, B. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100, 1986.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1.329-1.368, 2002.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655-673, 1989.
- BLANCHARD, O.; WATSON, M. Are all business cycles alike? In: GORDON, R. (Ed.). *The American business cycle: continuity and change*. NBER and University of Chicago Press, 1986. p. 123-156.
- BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. D. M. Fiscal shocks and their consequences. *National Bureau of Economic Research*, 2003 (Working Paper, n. 9.772).
- CANOVA, F.; De NICOLO, G. Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics*, v. 49, n. 6, p. 1.131-1.159, 2002.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, v. 113, p. 1-45, 2005.
- DEJONG, D. N.; WHITEMAN, C. H. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. *Journal of Applied Econometrics*, v. 6, p. 413-421, 1991.
- DOAN, T.; LITTERMAN, R. B.; SIMS, C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Review*, n. 3, p. 1-100, 1984.
- DOS SANTOS, C. H. *Uma metodologia simplificada de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral*. 2008. Mimeografado.
- DWYER, M. *Dynamic response priors for discriminating structural vector autoregressions*. UCLA, 1997. mimeo.
- EDELBERG, W.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. D. M. Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economic Dynamics*, v. 2, p.166-206, 1999.
- EICHENBAUM, M.; FISHER, J. D. M. *Fiscal policy in the aftermath of 9/11*. Northwestern University, 2004 (Working Paper, n. 32.704).
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, 1995.
- FACKLER, P. Vector autoregressive techniques for structural analysis. *Revista de Análise Econômica*, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.
- FATÁS, A.; MIHOV, I. Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation. *Moneda y Credito*, n. 211, 2001a.
- \_\_\_\_\_. *The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence*. INSEAD, 2001b. Mimeo.
- FAUST, J. The robustness of identified VAR conclusions about money. *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy*, v. 49, p. 207-244, 1998.

- FAVERO, C. *How do European monetary and fiscal authorities behave?* Draft, IGER, Bocconi University, 2002.
- GALI, J.; LOPEZ-SALIDO, J. D.; VALLES, J. *Understanding the effects of government spending on consumption*. Federal Reserve Board, 2004 (International Finance Discussion Papers, n. 2004-805).
- HAMILTON, J. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1993.
- KADIYALA, K. R.; KARLSSON, S. Numerical methods for estimation and inference for Bayesian vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, v. 12, n. 2, p. 99-132, 1997.
- KOOP, G. Objective' Bayesian unit root tests. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. 65-82, 1992.
- MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. The Effects of Monetary Policy in Brazil: results from agnostic identification. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 30., 2008. *Anais ...* Salvador, 2008.
- MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. *What are the effects of fiscal policy shocks?* SFB 649. Humboldt University, 2005 (Discussion Paper, n. 2005-039).
- RAMEY, V.; SHAPIRO, M. *Costly capital reallocation and the effects of government spending*. Carnegie Rochester Conference on Public Policy, 1998.
- ROMER, D., H.; ROMER, C. *What ends recessions?* NBER Macroeconomics Annual, n. 9, p. 13-57, 1994.
- ROTHENBERG, T. Identification in parametric models. *Econometrica*, n. 39, p. 577-591, 1971.
- SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, 1986, p. 1-16.
- \_\_\_\_\_. Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 463-474, 1988.
- SIMS, C.; UHLIG, H. Understanding unit rooters: a helicopter tour. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1.591-1.599, 1991.
- SIMS, C.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, p. 949-968, 1998.
- \_\_\_\_\_. Error bands for impulse response. *Econometrica*, v. 67, n. 5, p. 1.113-1.155, 1999.
- UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, p. 381-419, 2005.

# APÊNDICE A

## HISTOGRAMAS DAS IRFS NO INSTANTE INICIAL PARA OS CHOQUES FISCAIS

FIGURA A.1  
Choque na receita pública líquida

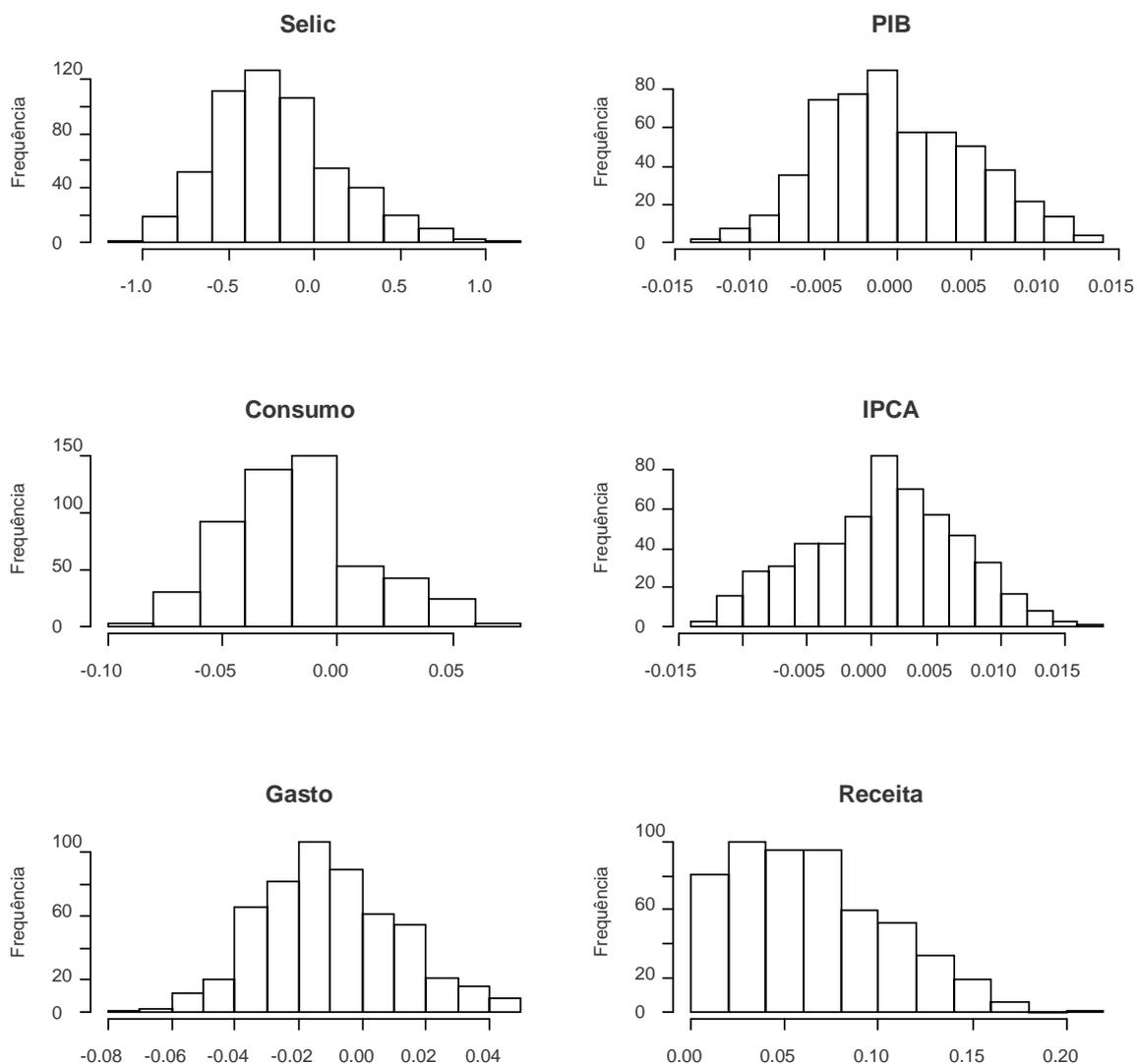
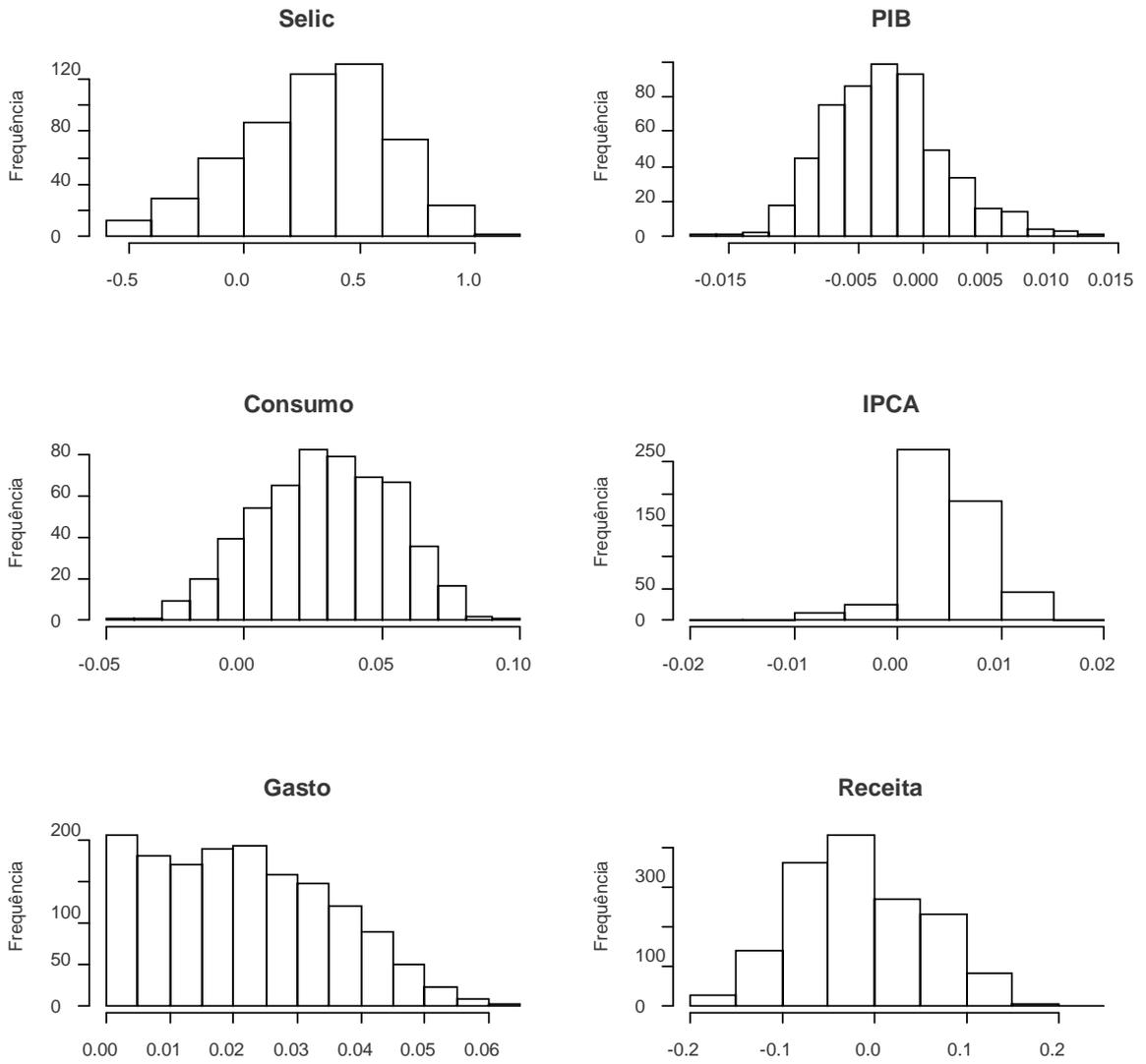


FIGURA A.2

**Choque no gasto corrente do governo**



## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Iranilde Rego

### **Supervisão**

Andrea Bossle de Abreu

### **Revisão e Editoração**

Equipe Editorial

### **Livraria**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)

Tiragem: 130 exemplares