

Avaliando os Efeitos da Política Fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica

Resumo: Este artigo investiga os efeitos de choques fiscais na economia brasileira com base no procedimento de identificação agnóstica (Mountford e Uhlig, 2005) para verificar o impacto de choques no consumo e na receita do governo sobre o PIB e a inflação. Este método permite isolar o choque fiscal de outros choques como aqueles advindos do ciclo de negócios e o choque monetário. Os resultados sugerem que em resposta a um aumento inesperado do gasto público: o consumo privado aumenta, o PIB se reduz e a taxa de juros aumenta. Em relação a um choque positivo da receita pública, o PIB e o consumo privado se reduzem. Devido a um choque monetário contracionista, o PIB e o nível de preços respondem negativamente. Por fim, observasse um aumento do gasto do governo em decorrência de um choque de ciclo de negócio indicando que política fiscal no Brasil parece ser pró-cíclica.

Palavras Chaves: Política fiscal, Vetor autoregressivo, Métodos Bayesianos, Identificação Agnóstica e Choque fiscal.

Códigos do JEL: C32, E60, H20.

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 Monford 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 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.

Key Words: Fiscal policy, Vector autoregressions, Bayesian methods, Agnostic identification and Fiscal impulse.

Avaliando os Efeitos da Política Fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica

1. Introdução

Este artigo apresenta um estudo empírico dos efeitos da política fiscal no Brasil. Os dados usados aqui são dados trimestrais referentes ao período janeiro/1995 a dezembro de 2007. As variáveis macroeconômicas adotadas são: índice de preços (IPCA), produto real, taxa de juros de curto prazo (SELIC), consumo privado, gasto público corrente, e receitas líquidas do governo. Nosso modelo é um VAR 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 amplo¹ (governo federal, estadual e municipal, fundações federais e autarquias).

Uma ampla literature sobre modelos VAR estrutural têm sido aplicada para se analisar os efeitos de choques monetários na economia². Contudo, mais recentemente, essa mesma metodologia vem sendo adotada para se verificar o efeito de choques fiscais sobre variáveis econômicas, tais como o 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 e Perotti, 2002), (Fatas e Mihov, 2001a,b), (Favero, 2002), (Gali et al., 2004), *inter allia*]. Outra maneira de realizar a identificação é usando informação narrativa tais como o início de uma guerra, informações sobre mudanças institucionais no sistema tributário, ou ainda informações históricas sobre decisões de política ou eleições [(Romer e Romer, 1994), (Ramey e Shapiro, 1998), (Edelberg et al., 1998), (Blanchard e Perotti, 2002), (Burnside et al., 2003), (Eichenbaum e Fisher, 2004), *inter allia*].

Neste artigo nós adotamos o procedimento de identificação agnóstica [(Uhlig, 2005), (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 a choques específicos [(Blanchard and Quah, 1989), (Dwyer, 1997), (Faust, 1998), (Canova and de Nicolo, 2002), *inter allia*]. Diferentemente de Mountford e Uhlig (2005) nós estimamos o VAR Bayesiano usando uma versão não-estacionária da priori de *Minnesota prior* (Lutkepohl, 2005). 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 como consequência de choques em outras variáveis macroeconômicas. Por exemplo, as receitas do governo aumentam durante um período de expansão econômica. Contudo, esse efeito

¹ Não inclui empresas estatais.

² Ver Christiano et al. (1999) para uma revisão desta literatura.

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 do governo de aumentar a arrecadação. O mesmo raciocínio pode ser aplicado ao aumento do gasto público decorrente de uma queda na atividade econômica³. Afinal, este aumento dos gastos do governo poderia ser apenas uma resposta ao choque de ciclo de negócios, e não o efeito do choque fiscal. Outra fonte de complicação são os choques monetários. Por exemplo, ao aumentar a taxa de juros o Banco Central também afeta o PIB e o consumo privado. Mas o aumento da taxa de juros também tem efeitos fiscais (aumento o 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 nesse estudo podem ser resumidos abaixo:

- 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 índice de preços (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; e
- 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 do 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. Na seção 3, uma caracterização detalhada do procedimento de identificação agnóstico feito com base na abordagem Bayesiana é fornecida. Os resultados econométricos são apresentados e discutidos na seção 4. Finalmente a seção 5 resume as principais conclusões do artigo.

2. VAR Estrutural (SVAR)

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

O VAR estrutural (SVAR)⁴ pode ser representado da seguinte maneira:

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

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 β 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:

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

Note que tal representação não permite a identificação de choques exógenos independentes nas variáveis, isso ocorre pois os resíduos das formas reduzidas são contemporaneamente correlacionados (a matriz Σ é não diagonal)⁵. 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 Σ em (2) de maneira consistente mas, exceto para previsão, eles não são parâmetros de interesse. Sem restrições adicionais em A nós não podemos recuperar a forma estrutural a partir da forma reduzida, pois Σ não possui coeficientes estimados em número suficiente para se recuperar a matriz não-restrita A . Dessa maneira, precisamos impor um número de restrições que tornem 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 Markov⁶) entre as variáveis – dadas pelas diferentes especificações onde os parâmetros em A são livres ou restritos igual a zero – que nos permitem reproduzir as correlações parciais observadas dos resíduos na forma reduzida⁷.

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

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 Σ . Se n for o número de variáveis endógenas do modelo então, para satisfazer à 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 sobre-

Isso significa que $A^{-1}(A^{-1})' = \tilde{A}^{-1}(\tilde{A}^{-1})'$ onde \tilde{A} é a decomposição de Choleski para $\hat{\Sigma}$. Resumindo, existem várias maneiras de se decompor $\hat{\Sigma}$.

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 VAR estrutural. De acordo com Uhlig (2005) a identificação é feita usualmente seguindo-se um dos três seguintes métodos: i) aplicando-se a decomposição de Cholesky na matriz de covariância dos resíduos Σ o que implica num ordenamento recursivo [Sims (1986)]. Impor alguma relação estrutural na matriz A (Bernanke, 1986), ou separando impulsos transitórios de permanentes nos impulsos primários ε_t (Blanchard e Watson, 1986).

3. Identificação Agnóstica

Esta seção fornece alguns detalhes do procedimento de identificação agnóstica [(Uhlig, 2005), (Mountford e Uhlig, 2005)] para identificar os efeitos de choques fiscais na economia. Este método impõe restrições de sinal nas funções de impulso resposta de determinadas variáveis. Por exemplo, no caso relacionado ao efeito de um choque monetário contracionista⁸, 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 esperados⁹. Nenhuma outra restrição é imposta nas outras variáveis.

Um resultado importante no método de Uhlig consiste em notar que a matriz de relação contemporânea A em (1) com $\hat{\Sigma} = AA'$, 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 a resposta de um choque em particular, então o problema recai na determinação de um vetor α por meio da seguinte expressão:

identificado. Não existe uma condição geral simples para a identificação local dos parâmetros de A . Uma condição, como foi mostrado por Rothenberg (1971), necessária e suficiente para a identificação local de algum ponto regular no R^n 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.

⁸ Mendonça, Medrano e Sachsida (2008) aplicam o procedimento agnóstico 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.

$$a = \tilde{A}^{-1} \alpha \quad (4)$$

onde a é uma coluna de A denominada por Uhlig (2005) por vetor impulso que contém as respostas contemporâneas das variáveis endógenas a um determinado choque e α é uma coluna de Q referente à posição correspondente. A ideia principal do esquema de identificação agnóstico é impor um conjunto de restrições em forma de desigualdade nas j -entradas do vetor a . Isto claramente não identifica o vetor a , mas como aponta Uhlig (2005) nos dá um conjunto factível de funções de impulso resposta que são consistentes com as restrições impostas. Dado um vetor a ; é fácil calcular o impulso resposta compatível da seguinte maneira. Seja $r_i(k) \in R^n$ 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) nós podemos identificar o vetor impulso correspondente ao choque fiscal. Um problema sério na identificação de choques fiscais é que é difícil separar este choque de outros que afetam a economia. Como nós 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 política monetária. Assim, para verificarmos o real efeito de um choque fiscal sobre o nível de preços 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, identificação agnóstica proposta por Mumford e Uhlig (2005) oferece uma maneira interessante tratar esta questão. Para este fim nós necessitamos primeiramente definir objetivamente o conceito nosso de um choque fiscal.

De acordo a Mumford e a Uhlig (2005) o choque de ciclo de negócios é um vetor do impulso a_{bc} em que as funções 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 e não conduza a uma diminuição na taxa de juros. Dai um vetor impulso de política monetária é um vetor do impulso a_m em que as respostas impulso é não positiva para o nível dos preços e não o negativa para a taxa de juros durante intervalo $k=0$ a K . O impulso fiscal é definido duplamente envolvendo uma inovação não esperada no gasto público e na receita pública. Assim nós definimos o impulso fiscal para o gasto como sendo o vetor a_s no qual a função resposta impulso $r_s(k)$ 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 $f = s$ ou $f = r$. 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 etapas distintas. 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 $\tilde{a} = (\tilde{a}, \tilde{a}_m, \tilde{a}_f)$. Caso isso não ocorra, cheque se a_f é um candidato para vetor impulso fiscal. Em caso afirmativo, acumule $\tilde{a} = (\tilde{a}, \tilde{a}, \tilde{a}_f)$. A seguir inicie novamente o processo selecionando 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 é por meio de inferência Bayesiana (Sims e Zha, 1998 e 1999) mais apropriada para lidar com a incerteza acerca dos parâmetros do VAR e das IRFs. Pelo fato de termos variáveis com raiz unitária utilizamos como priori a versão não estacionária da priori de Minnesota [(Doan et al, 1984), (Sims e Uhlig, 1991), Kadiyala e Karlson, 1997)] para (B, Σ) . Aqui B é uma matriz $n \times n(p+1)$ ¹⁰ e Σ é uma matriz $n \times n$. Seja $\tilde{A}(\Sigma)$ o fator triangular inferior resultante da decomposição de Cholesky de Σ . A distribuição a priori para os parâmetros (B, Σ, α) é proporcional a uma distribuição Normal-Wishart em (B, Σ) , sempre que $\alpha = \tilde{A}(\Sigma) \alpha$ satisfaz $\alpha \in \Psi(B, \Sigma, k)$ e zero caso contrario, isto é proporcional a uma densidade da Normal-Wishart multiplicado com uma variavel indicadora em $\tilde{A}(\Sigma) \alpha \in \Psi(B, \Sigma, k)$. Neste caso, a distribuição priori para (B, Σ) é uma Normal-Wishart de forma que condicional em Σ , $vec(B) \sim N(vec(B_0), \Sigma \otimes H_0^{-1})$, enquanto Σ^{-1} segue uma distribuição Wishart invertida $W(S_0^{-1}/\nu_0, \nu_0)$ 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 $\nu_0 > 0$ é um número real.

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

$$H_T = H_0 + X' X ;$$

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

$$v_T = v_0 + T;$$

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

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

sendo \hat{B} e $\hat{\Sigma}^{11}$ os estimadores de máxima verossimilhança para B e Σ . Uma priori não informativa é caracterizada tomando $v_0 = 0$, $H_0 = 0$, B_0 e S_0 quaisquer. Neste caso temos que $H_T = X' X$, $B_T = \hat{B}$, $v_T = T$ and $S_T = \hat{\Sigma}$. No caso adotamos a versão não estacionária da priori de Minnesota (Doan et al., 1984) onde os coeficientes auto-regressivos B_{ij}^p (coeficiente auto-regressivo de ordem p da i -ésima variável na equação da j -ésima variável do VAR) têm média zero 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 σ_i^2 é o i -ésimo elemento da diagonal $\hat{\Sigma}$. O parâmetro λ 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 *passaio* aleatório (random walk). Por outro lado, se $(\lambda \rightarrow \infty)$, 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 Σ do seguinte modo. A cada iteração g th,

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

Passo 2 Amostrar $S_T^{(g)} \sim W(S_T^{-1} / v_T, v_T)$.

Passo 3 Uma amostrar α de uma esfera unitária de dimensão n é obtida amostrando $\tilde{\alpha}$ de uma distribuição normal padrão de dimensão n e então normalizando seu comprimento para um, $\alpha^{(g)} = \tilde{\alpha} / \|\tilde{\alpha}\|$.

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

4. Resultados

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

Esta seção descreve os resultados dos efeitos da política fiscal no Brasil no período 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 incluída no modelo. As variáveis incluídas no nosso VAR seguem de perto outros trabalhos presentes nessa literatura, e incluem as seguintes variáveis: índice de preços (IPCA), PIB real, consumo privado, taxa nominal de juros de curto prazo (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: 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: Banco Central do Brasil);
- 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);
- 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, FAT, subsídios e juros líquidos pagos (Fonte: IPEA)¹².

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 e Whiteman, 1991), (Koop, 1992), (Sims, 1988), (Sims e Uhlig, 1991)] advogam vigorosamente em favor da alternativa Bayesiana sobre a abordagem clássica mais tradicional usada no que se refere à questão da raiz unitária. Por exemplo, é conhecido que os testes ADF são de baixa potência frente à 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 probabilidade bastante similares quanto às suas funções posteriori. Assim, a abordagem Bayesiana fornece um sumário mais razoável da informação amostral que a abordagem clássica.

Um 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 o mesmo problema da descontinuidade. Finalmente, Koop (1994) igualmente indica que, na abordagem clássica, onde valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. A abordagem Bayesianadesde que é condicional à amostra observada, fornece resultados para pequenas amostra mais exatos. Em resumo, o problema raiz unitária não é um ponto crítico na estatística Bayesiana.

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).

Por fim, diferentemente da abordagem clássica a prática Bayesiana não é dependente do teorema central do limite. Isso traz consigo uma importante vantagem em termos da habilidade de obter estimativas mais confiáveis num contexto de pequenas amostras e alta dimensionalidade paramétrica. Este ponto, por sua vez, é fundamental no caso brasileiro onde séries de variáveis macroeconômicas realmente confiáveis somente estão disponíveis a partir do aparecimento do Plano Real.

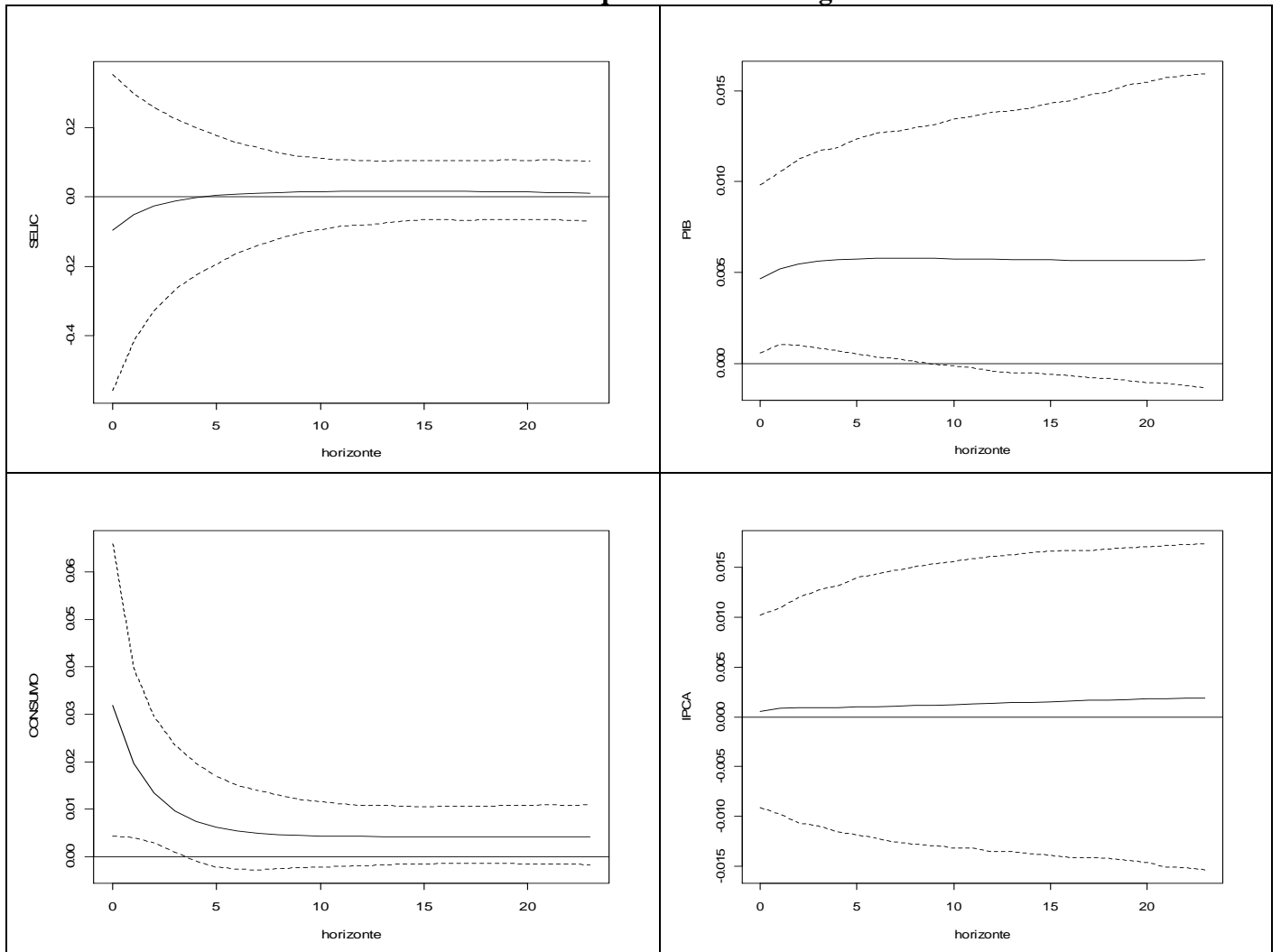
As funções de impulso-resposta com as bandas de erro Bayesiana para os distintos tipos de choques são mostradas nas Figuras 1 a 4. Os gráficos dos histogramas das respostas iniciais relacionadas ao choque fiscal estão expostos no apêndice A ao final do trabalho. A função impulso resposta derivada de uma inovação no ciclo de negócios é mostrada na Figura 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.

As funções impulso-resposta 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 para 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, em vista do fato de que 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 caindo¹³.

¹³Para lidar com essa questão seria necessário incluir a variável investimento privado no VAR. Temos 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.

FIGURA 1: O Choque do Ciclo de Negócios



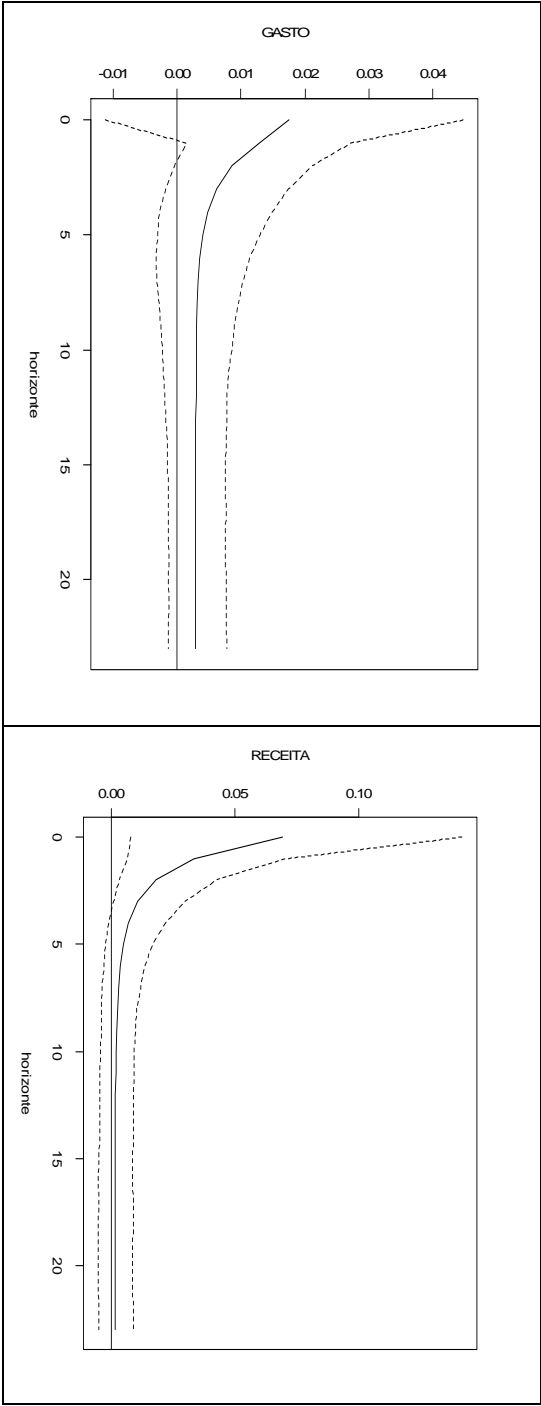


FIGURA 2: O Choque Monetário

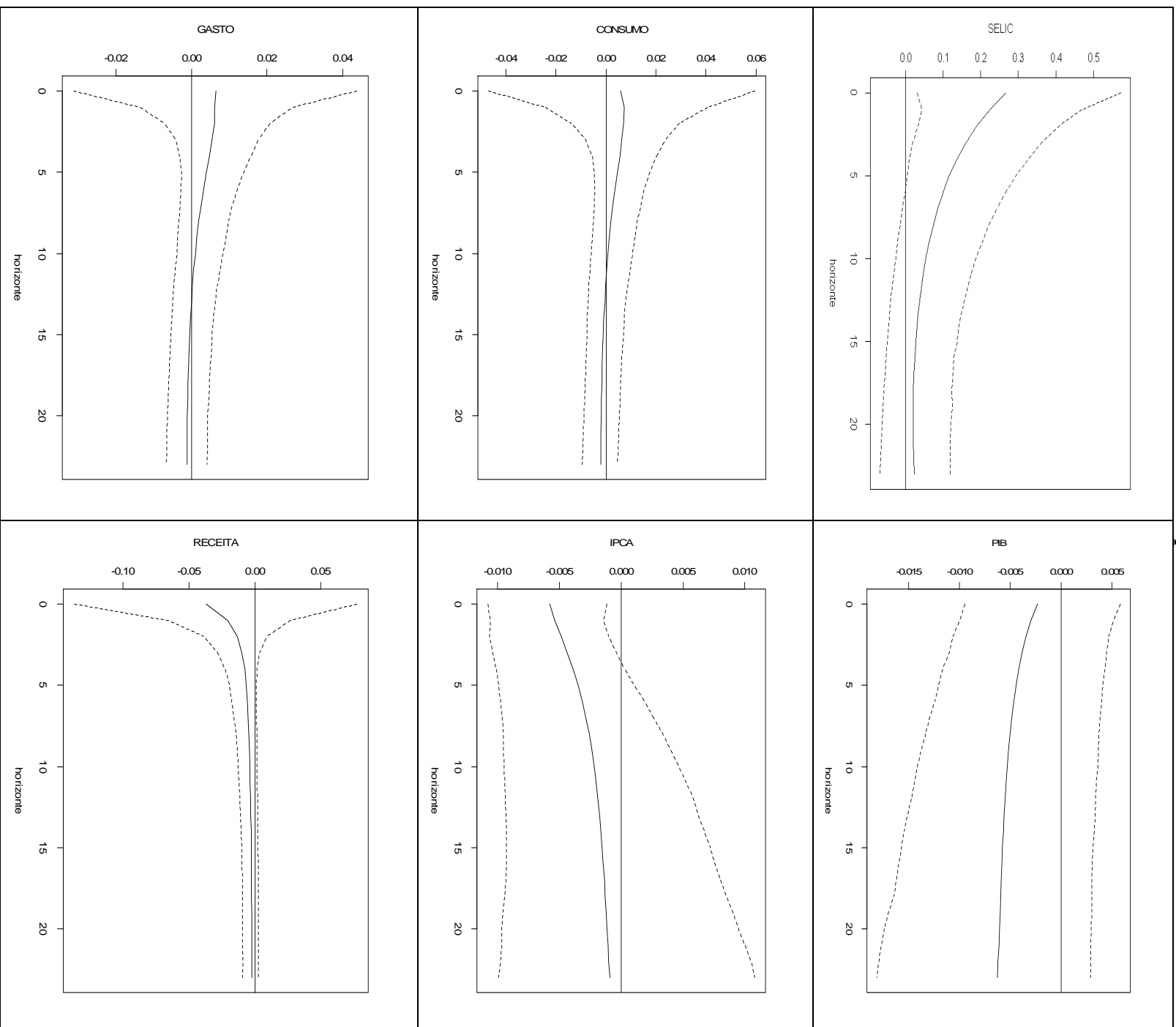


FIGURA 3: Choque Fiscal I – Gastos do Governo

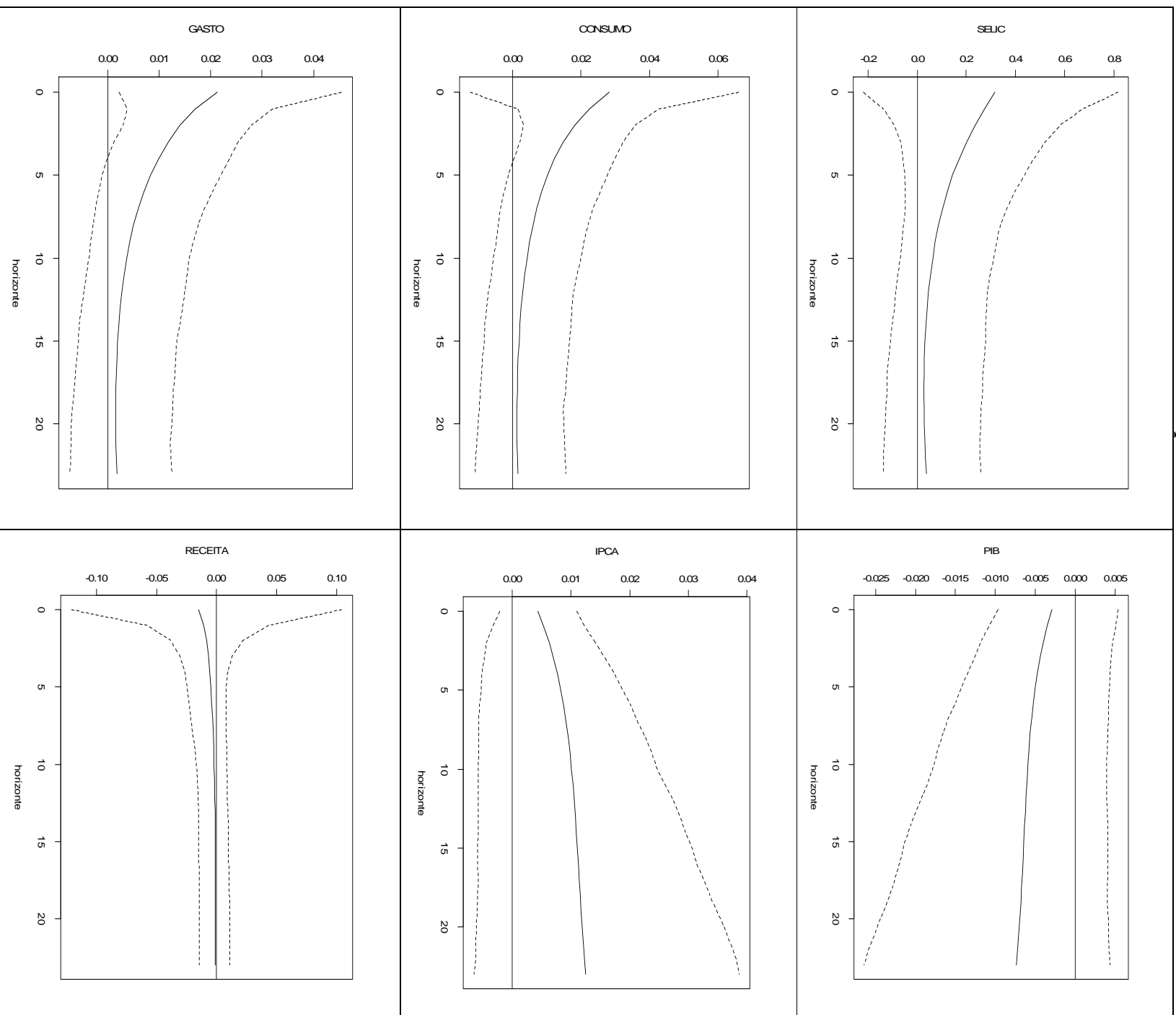
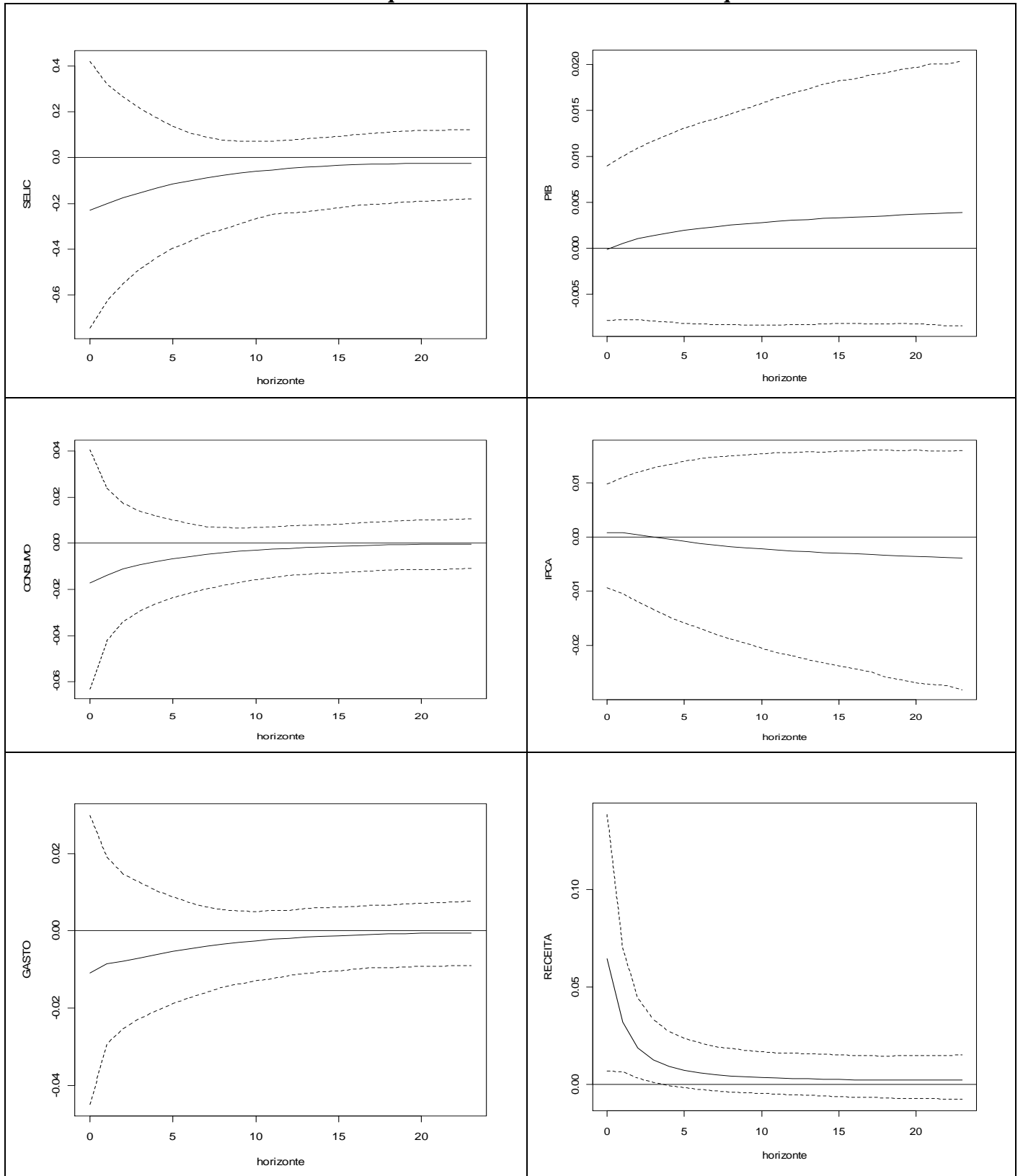


FIGURA 4: Choque Fiscal II – Receitas Públicas Líquidas



Finalmente, nós 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 da 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 nós adotamos o procedimento de identificação agnóstico 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. Em particular, esse método não impõe restrições em algumas variáveis chave de nosso interesse: PIB, consumo privado e a taxa de juros de curto prazo.

Nós 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. Este último resultado foge ao que é comumente aceito sob a ótica Keynesiana e se aproxima mais a visão clássica liberal.

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 dessa resposta ser positiva.

6. Referências Bibliográficas

- Blanchard, Olivier and Roberto Perotti (2002). “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”. *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1329-1368.
- Blanchard, O.J. and Quah, D., 1989. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review* 79, 655–673.
- Burnside, Craig, Martin Eichenbaum and Jonas D.M. Fisher (2003): “Fiscal Shocks And Their Consequences”. *National Bureau of Economic Research, Working Paper 9772*.
- Canova, F. and de Nicolo, G., 2002. Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics* 49 (6), 1131–1159.
- Cardoso, M.J., Medrano, L. and Sachsida, A. (2008) “The Effects of Fiscal Policy over GDP and Inflation in Brazil”. Catholic University of Brasilia Working Paper Series. December.
- Christiano, Lawrence, Eichenbaum, Martin, and Charles Evans (2005). “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”. *Journal of Political Economy* 113: 1-45.

- DeJong, David N. and Whiteman, Charles H., 1991. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. *Journal of Applied Econometrics* 6, 413-421.
- Dos Santos, C.H (2008). Uma Metodologia Simplificada de Estimaco da Carga Tributria Lquida Brasileira Trimestral. Mimeo.
- Edelberg, Wendy, Martin Eichenbaum and Jonas D.M. Fisher (1999): "Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases" *Review of Economic Dynamics*, 2:166:206.
- Eichenbaum, Martin and Jonas D.M. Fisher (2004): "Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11". *Northwestern University*, Working Paper 32704.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons.
- Fackler, P. (1988). "Vector Autoregressive Techniques for Structural Analysis". *Revista de Analisis Economico* 3(2): 119-134.
- Fatas, A. and Mihov, I. (2000a). Fiscal Policy and Business Cycles: An Empirical Investigation. *Moneda y Credito*, 211.
- _____. (2001b). "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence". Mimeo. INSEAD.
- Faust, J., 1998. "The robustness of identified VAR conclusions about money". *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy* 49, 207–244.
- Favero, Carlo (2002): "How do European monetary and fiscal authorities behave?", draft, IGIER, Bocconi University.
- Gali, Jordi, Lopez-Salido, J. David, and Javier Valles (2004): "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption" *International Finance Discussion Papers No. 2004-805* Federal Reserve Board.
- Hamilton, J. (1993). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Kadilaya, K. Rao and Sune Karlsson (1997). "Numerical Methods for Estimation and Inference for Bayesian Vector Autoregressions". *Journal of Applied Econometrics* 12(2): 99-132.
- Koop, Gary, 1992. 'Objective' Bayesian unit root tests. *Journal of Applied Econometrics* 7, 65-82.
- Leeper, E., Sims, C. and Zha, T. (1996). "Does Monetary Policy Generate Recessions?". Unpublished Manuscript.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Mountford, Andrew and Harald Uhlig (2004). "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?". Mimeo. Humboldt University
- Perotti, Roberto (2004). "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". Mimeo. Bocconi University.
- Ramey, V. and M. Shapiro (1998): "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending" *Carnegie Rochester Conference on Public Policy*.
- Romer David, H. and Christina Romer (1994): "What Ends Recessions ?" *NBER Macroeconomics Annual*, 9:13-57.
- Sims, Christopher (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* (Winter): 1-16.
- _____. (1988). Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 463-474.
- Sims, Christopher, Stock, James and Mark Watson (1990). "Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots". *Econometrica* 58(1): 113-144.
- Sims, Christopher and Uhlig, Harald (1991). "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour". *Econometrica* 59(6): 1591-1599.

Sims, Christopher and Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review* 39 (4), 949–968.

_____. (1999). “Error Bands for Impulse Response”. *Econometrica* 67(5): 1113-1155.

Uhlig, Harald (2005). “What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure”. *Journal of Monetary Economics* 52: 381-419.

Apêndice A: Histogramas das FIRs no instante inicial para os choques fiscais.

Figura 1: Choque na Receita Pública Líquida

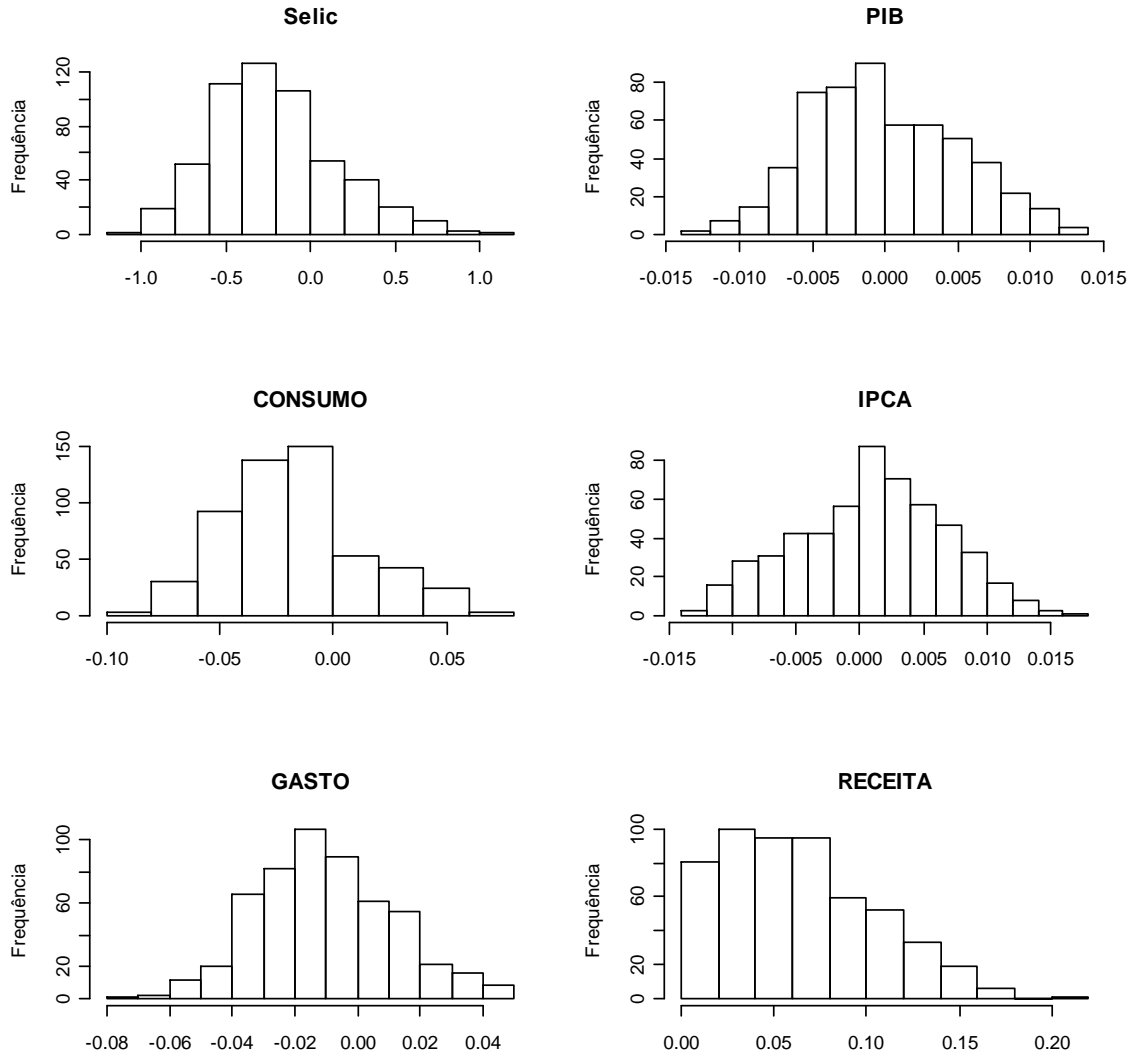


Figura 2: Choque no Gasto Corrente do Governo

