

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**DOMINÂNCIA FISCAL E A REGRA DE REAÇÃO FISCAL**  
**UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL**

**Marianne Thamm de Aguiar**

**Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves**

**SÃO PAULO**  
**2007**

Prof<sup>ª</sup>. Dra. Suely Vilela  
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni  
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto  
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi  
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

**MARIANNE THAMM DE AGUIAR**

**DOMINÂNCIA FISCAL E A REGRA DE REAÇÃO FISCAL  
UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia

**Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves**

**SÃO PAULO**

**2007**

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Aguiar, Marianne Thamm de

Dominância fiscal e a regra de reação fiscal : uma análise empírica para o Brasil / Marianne Thamm de Aguiar. -- São Paulo, 2007.

57 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2007  
Bibliografia

1. Política fiscal 2. Política monetária 3. Juros 4. Inflação  
5. Dívida pública I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 336.2

**À minha mãe,  
pela eterna dedicação.**



## **AGRADECIMENTOS**

**Agradeço à Universidade de São Paulo, que me proporcionou um ambiente de intenso amadurecimento intelectual e pessoal, do qual pude desfrutar nos bons anos de Graduação e de Mestrado.**

**Agradeço aos professores e colegas da FEA, que contribuíram para a construção de ricos espaços de discussão e crescimento.**

**Agradeço também ao professor e orientador deste trabalho, Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves, pela ajuda na superação das dificuldades ao longo da elaboração dessa dissertação. Obrigada pelo estímulo e pela confiança.**

**Agradeço à FIPE e à FAPESP, pelo apoio financeiro durante parte dos meus estudos de pós-graduação.**

**Agradeço aos amigos Homero Guizzo, Lucas Cury e André Barroso, pelo auxílio na construção do banco de dados.**

**Aos meus queridos amigos de tantos anos, por estarem sempre ao meu lado. Aos colegas de Petrobras, pela compreensão.**

**Agradeço à minha irmã Thaisa, pela paciência. Ao meu pai, presença constante na ausência. E, por fim, agradeço em especial à minha mãe, pelo apoio incondicional e por me encorajar a ir além, sempre.**





## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo testar a hipótese de dominância fiscal, bem como estimar uma regra de reação fiscal para o Brasil, e é desenvolvido em duas partes. Na primeira parte investiga-se a existência de dominância fiscal no Brasil a partir de 1999 – ano em que se inicia a fixação de metas de superávit primário pelo governo – através de função resposta ao impulso. O resultado obtido indica que não ocorre o fenômeno da dominância fiscal no período analisado.

Na segunda parte analisa-se se o comportamento da autoridade fiscal do Brasil pauta-se em alguma regra de reação fiscal. Pretende-se aferir se o governo reage a variações no nível da dívida ajustando o resultado primário, de modo a garantir a sustentabilidade da razão dívida/PIB e permitir que a política monetária seja eficaz. Para o período anterior à fixação de metas de superávit primário (1995-1998) não é possível definir uma regra de reação fiscal, pois o superávit primário não responde a mudanças na dívida pública. Para o período posterior (1999-2006), entretanto, conclui-se que o governo segue uma regra de reação fiscal, denotando preocupação em evitar a dominância fiscal, embora a especificação da regra seja distinta para os governos Fernando Henrique Cardoso e Lula.



## ABSTRACT

*This research, which is divided into two parts, tests the hypothesis of fiscal dominance and estimates a fiscal reaction rule for Brazil. In the first part we investigate the existence of fiscal dominance in Brazil beginning 1999 – the starting point of primary surplus targets by the Government – through an impulse response function. Our analysis indicates that the fiscal dominance does not apply for the concerned period.*

*In the second part, we investigate if the Brazilian fiscal authority follows any rule of fiscal reaction. We intent to test if the Government reacts adjusting the primary surplus to debt variations, maintaining the sustainability of the debt/GDP ratio and preserving the efficacy of the monetary policy. For the period prior to the primary surplus targets (1995-1998), it's not possible to define a rule of fiscal reaction, as the primary surplus does not respond to variations in the public debt. However, for the 1999-2006 period, we found that the Government does follow a fiscal reaction rule, highlighting the preoccupation of avoiding the fiscal dominance, even though the rule's specification is distinct for the mandates of Fernando Henrique Cardoso and Lula.*



# SUMÁRIO

INTRODUÇÃO .....	1
1 DOMINÂNCIA FISCAL .....	5
1.1 Revisão da Literatura.....	5
1.2 Política Monetária e Política Fiscal: interações e resultados possíveis .....	8
1.3 Metodologia Econométrica .....	13
1.4 Resultados .....	19
2 A REGRA DE REAÇÃO FISCAL.....	23
2.1 Revisão da Literatura.....	23
2.2 Política Fiscal Autônoma ou Reativa: a origem da Dominância Fiscal .....	24
2.3 Metodologia Econométrica .....	26
2.4 Resultados .....	28
3 CONCLUSÃO.....	37
4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	39
5 APÊNDICE .....	41



## **LISTA DE TABELAS**

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária.....	16
Tabela 2: Testes de Causalidade de Granger bivariado.....	18
Tabela 3: Regras de Reação Fiscal para 1995-1998 e 1999-2006.....	29
Tabela 4: Regras de Reação Fiscal para 1999-2006, considerando dummy Lula.....	31

## **LISTA DE GRÁFICOS**

Gráfico 1: Dívida Mobiliária Federal .....	3
Gráfico 2: Interações possíveis entre Política Fiscal e Política Monetária.....	13
Gráfico 3: Taxa de Juros - SELIC .....	15
Gráfico 4: Prêmio de Risco - EMBI .....	15
Gráfico 5: Expectativa de Inflação .....	15
Gráfico 6: Câmbio oficial em R\$ .....	16
Gráfico 7: Funções Resposta ao Impulso.....	20
Gráfico 8: Superávit Primário (% do PIB).....	27
Gráfico 9: Dívida Líquida do Setor Público (% do PIB).....	27
Gráfico 10: Produção Industrial .....	27





## INTRODUÇÃO

A partir de 1999, com o objetivo de exercer maior controle sobre a inflação, adotou-se no Brasil o regime monetário de metas inflacionárias, em que o BCB usa como principal instrumento a taxa de juros básica. Simultaneamente, o governo passou a comprometer-se com uma meta de superávit primário, a fim de garantir a sustentabilidade da dívida pública. Tal configuração de políticas pretendia diminuir as taxas de inflação e, ao mesmo tempo, criar condições para reduzir as historicamente elevadas taxas de juros reais no país.

Entretanto, a despeito da correta execução das políticas fiscal e monetária – as quais vêm alcançando suas metas –, os juros reais no Brasil continuam extremamente altos. É inevitável, portanto, perguntar-se: realmente são necessários juros reais tão elevados para combater a inflação no Brasil?

Essa questão suscita diversos debates, e uma das explicações mais recorrentes funda-se na tese de dominância fiscal, a qual aponta a condução da política fiscal como causa dessa anomalia. Ao realizar déficits sem preocupar-se com o nível da dívida pública, a política fiscal exerceria efeitos perversos sobre o resultado de uma política monetária contracionista. Ao invés de um aperto monetário diminuir a inflação, tanto pela redução da demanda agregada como pela valorização cambial (ao reduzir a expectativa de inflação e atrair a entrada de capitais), surgiria o resultado indesejado de elevação inflacionária. Tais efeitos perversos da política fiscal sobre a política monetária configuram a dominância fiscal.

A hipótese de dominância fiscal supõe que são, de um lado, o risco de solvência da dívida pública – que aumenta os prêmios de risco – e, de outro, a possibilidade de monetização futura da dívida – que eleva as expectativas de inflação futura – que limitam a eficácia da política monetária contracionista, conduzindo a uma situação de altas taxas de juros reais e moeda nacional desvalorizada. O teste da tese de dominância fiscal, nos termos aqui brevemente expostos, é empreendido na primeira parte desse trabalho para a economia brasileira dos anos 1999 a 2006.

Nesse período, a autoridade fiscal no Brasil passou a assumir maior compromisso com o controle fiscal, a fim de equilibrar as contas públicas. Tal atitude visava colaborar com a política monetária de estabilização de preços: nesse caso, o BCB não necessitaria preocupar-se com o impacto de eventuais elevações na taxa de juros sobre as contas públicas e, num contexto de regime de câmbio flexível, não recear os efeitos das mudanças cambiais sobre a dívida pública.

A política fiscal conduzida de forma a evitar a dominância fiscal colabora para a eficácia da política monetária. Se a autoridade fiscal mostra-se preocupada em manter a dívida pública sustentável, evitando default, não há motivos para ocorrer piora da percepção de risco-país nem expectativa de elevação da inflação futura. Nessa situação espera-se que a autoridade fiscal aja em conformidade com alguma função de reação, ou seja, que siga uma regra de reação fiscal através da qual o superávit primário responde positivamente a variações na dívida (em especial as causadas pelo impacto da elevação de juros pela política monetária).

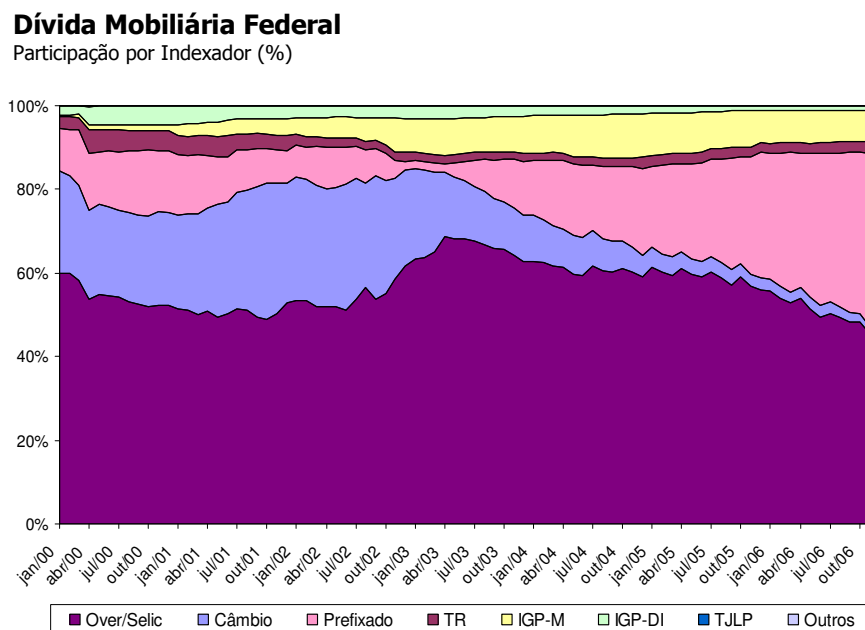
A existência de uma regra de reação fiscal no Brasil, a partir de 1999, é o objeto de estudo da segunda parte do presente trabalho. Analisa-se a reação da autoridade fiscal em resposta a mudanças na dívida e em outras variáveis de controle, a fim de averiguar a adequação da política fiscal aos objetivos da política monetária. Ao responder às elevações na dívida com aperto fiscal, a autoridade fiscal indica que está preocupada em evitar o fenômeno da dominância fiscal.

Cabe destacar de que modo essa segunda parte do trabalho está relacionada à primeira. Se o resultado da primeira parte aponta não existência de dominância fiscal, conclui-se que as condições fiscais no Brasil não são causa das elevadas taxas de juros reais de curto prazo. Em tal situação, supõe-se que a autoridade fiscal empreende algum esforço para manter a sustentabilidade da dívida e, portanto, faz sentido pensar em uma regra de reação para a política fiscal.

O ano de 1999 é escolhido por ser considerado um marco em termos de ajuste fiscal no Brasil. A política fiscal passou a pautar-se em metas de superávit primário, objetivando reduzir a relação entre a dívida pública e o produto interno bruto e mantê-la em níveis sustentáveis ao longo do tempo. A busca pela redução da parte da dívida atrelada ao

câmbio também denota a preocupação com a saúde das contas públicas. Embora boa parte da dívida siga atrelada à taxa de juros de curto prazo, pode-se dizer que houve uma melhora na composição da dívida desde então. Tal atitude, por parte do governo, deriva da percepção de que a condução da política fiscal exerce influência sobre os resultados da política monetária. O Gráfico 1 apresenta a evolução da composição da dívida mobiliária federal, por indexadores.

Gráfico 1



Fonte: BCB

Embora a trajetória da razão dívida/PIB esteja em declínio desde 2004, seu ritmo é mais lento do que o esforço fiscal de todo o período permitiria esperar. Ademais, as taxas de juros reais no Brasil, a despeito de haverem diminuído no período em consideração, seguem bastante elevadas, principalmente quando comparadas às taxas de juros reais que vigoram em outros países com razão dívida/PIB em níveis próximos ao brasileiro. Segundo a tese de dominância fiscal, as taxas reais de juros no Brasil seguem elevadas em decorrência da fragilidade das contas públicas, a despeito dos avanços já realizados na disciplina da política fiscal. Portanto, cabe analisar se de fato a condução da política fiscal tem imposto limites à consecução da política monetária, isto é, se prevalece a tese de dominância fiscal no Brasil.

Após a introdução, o presente trabalho desenvolve-se em duas partes. Na primeira, realiza-se uma breve revisão da literatura sobre dominância fiscal e localiza-se a contribuição para o tema que este trabalho pretende oferecer. Em seguida, investiga-se empiricamente a hipótese de dominância fiscal no Brasil a partir de 1999. Na segunda parte empreende-se a compreensão do conceito de regra de reação fiscal e procede-se à revisão bibliográfica do tema. A análise empírica é realizada para o período 1999-2006, em que vigora uma meta de superávit fiscal em contexto de regime de câmbio flexível. Para efeitos de análise comparativa, o período 1995-1998, que se caracteriza por ausência de metas de política fiscal e regime de bandas cambiais (ou de câmbio controlado), também é considerado. O objetivo, nessa parte, é avaliar a evolução do comportamento da política fiscal no decorrer dos dois períodos, buscando evidências de que o ano de 1999 inaugura um novo momento para a política fiscal, em que esta passa a levar em conta a necessidade de estabilizar a dívida pública ao definir seu resultado primário com o intuito de evitar a dominância fiscal. Por fim, apresenta-se a conclusão com base nos resultados obtidos nas duas partes.

# 1 DOMINÂNCIA FISCAL

## 1.1 Revisão da Literatura

Em artigo seminal acerca da importância da coordenação das políticas fiscal e monetária, Sargent & Wallace (1981) analisam o efeito perverso de uma política fiscal sobre a política monetária em contexto de dominância fiscal. Quando a política fiscal domina a política monetária a autoridade monetária pode tornar-se incapaz de controlar permanentemente a inflação.

Ao definir a política fiscal sem levar em conta os objetivos da política monetária, a autoridade fiscal estabelece seus orçamentos corrente e futuros. Se desconsiderarmos a possibilidade de geração de superávits orçamentários, a receita necessária para financiar os orçamentos fiscais deve provir da senhoriagem ou da venda de títulos públicos. No primeiro caso, expande-se a base monetária, o que implica elevação do nível de preços. No outro, ainda que a autoridade fiscal logre financiar seu déficit com a emissão de títulos, a elevação do principal e dos encargos com juros da dívida pode gerar a necessidade futura de expansão monetária, fato que também resultará em aumento inflacionário. A submissão da política monetária à fiscal, por conseguinte, resulta em inflação adicional hoje ou futuramente, impondo limites à eficácia da política monetária.

Vale ressaltar que, conforme indicado por Taylor (1995), se o governo tiver acesso ao mercado de crédito, seus déficits não precisam ser financiados com expansão monetária. Ademais, Woodford (2001) aponta que em países com Banco Central independente a autoridade monetária não precisa acatar a necessidade de senhoriagem imposta pelo Tesouro. Porém, é reconhecido que a senhoriagem constitui importante meio para financiar o governo em países com impedimentos à elevação da tributação do produto, como é o caso dos países em desenvolvimento.

Embora o financiamento do déficit fiscal através da venda de títulos possa ser suficiente, de modo a dispensar a receita de senhoriagem, ele contém em si um potencial

inflacionário de longo prazo. O financiamento com títulos públicos pode ser mais inflacionário no longo prazo do que a expansão da base monetária hoje.

Portanto, a incapacidade de controle permanente da inflação por parte da autoridade monetária decorre da aritmética das restrições que enfrenta. Sendo limitada a financiar a dívida pública com títulos e base monetária, sem a ajuda de superávits orçamentários, se a autoridade monetária desejar reduzir a taxa de inflação deverá manter baixo o crescimento da base monetária e permitir que o estoque real de títulos se eleve. Entretanto, existe de um limite superior de demanda por títulos públicos relativamente ao tamanho da economia, o qual impede que o financiamento via emissão de títulos prossiga indefinidamente. Uma vez alcançado esse limite, a autoridade monetária é compelida a expandir a base monetária a fim de suprir a nova necessidade de financiamento da autoridade fiscal. Conseqüentemente, espera-se uma inflação adicional, a qual pode manifestar-se no momento futuro da expansão monetária ou mesmo imediatamente após a elevação da emissão de títulos. Configura-se, assim, o que Sargent & Wallace (1981) denominam “desagradável aritmética monetarista”.

King (1995) também aborda a questão do ponto de vista da expectativa de inflação. A autoridade fiscal, ao incorrer continuamente em déficits, provoca uma elevação no estoque da dívida que pode suscitar uma expectativa de aumento inflacionário, pois se torna atrativo provocar uma inflação inesperada a fim de reduzir a carga da dívida. Daí a necessidade de políticas fiscais consistentes com níveis sustentáveis da dívida para prover credibilidade à política monetária de estabilização dos preços. Se os agentes econômicos suspeitam que o alto endividamento da autoridade fiscal pode, ainda que em parte, ser monetizado futuramente, a autoridade monetária é colocada em suspeita e o controle da inflação no futuro torna-se não-crível, elevando as expectativas de inflação. Como conseqüência, a política monetária contracionista torna-se inócua.

Outro limite impõe-se à autoridade monetária, conforme aponta Blanchard (2004), admitindo-se uma economia aberta e política monetária pautada em regra de juros. A proposição padrão acerca do efeito de uma política monetária contracionista é que a elevação da taxa de juros torna mais atrativa a dívida pública, induzindo a um influxo de capitais e, conseqüentemente, à apreciação da taxa de câmbio. Esse mecanismo contribui para o combate à inflação. No entanto, se a elevação da taxa de juros provoca

um aumento na probabilidade de default da dívida, aumentando o risco de insolvência fiscal (e, por conseguinte, o prêmio de risco), a dívida do governo torna-se menos atrativa, o que deprecia a taxa de câmbio – em virtude da saída de capitais – e contribui para o aumento inflacionário.

Novamente a dominância fiscal perverte a eficácia da política monetária. Segundo Blanchard (2004), esse resultado é tanto mais provável quanto: (i) maior o nível inicial da dívida; (ii) mais elevada a proporção da dívida denominada em moeda estrangeira e (iii) mais alta a aversão ao risco por parte dos investidores estrangeiros. Acrescentaria, ainda, que também será tanto mais provável quanto maior a parcela da dívida indexada à taxa de juros básica da economia (Selic), a qual corresponde ao principal instrumento de política monetária à disposição do BCB num regime de metas de inflação.

Em seu trabalho, o autor conclui que a redução da taxa de juros pelo BCB do Brasil durante o ano de 2002 poderia ser explicada em parte pela preocupação da autoridade monetária com a dívida pública e a incidência de juros sobre seu estoque, tendo em vista que as condições fiscais no país estavam “erradas”. Desse modo, além de evitar uma medida impopular no ano de eleições, a autoridade monetária poderia ter levado em conta a restrição imposta por uma política fiscal descontrolada. Apenas a partir do compromisso do novo governo com a austeridade fiscal haveria deixado de existir o efeito perverso sobre a política monetária decorrente da dominância fiscal.

Para Carneiro e Wu (2005), o alto grau de endividamento e a falta de confiança na sustentabilidade das contas públicas colocam a condição fiscal no cerne da análise dos prêmios de risco associados às taxas de juros reais em economias emergentes. Para níveis elevados de endividamento (razão dívida/PIB acima de um valor crítico), uma elevação na taxa de juros aumentaria o serviço da dívida, aumentando ainda mais o endividamento e piorando a percepção de risco associado à dívida. Prêmios de risco mais altos induzem à saída de capitais de curto prazo, causando depreciação da taxa de câmbio, a qual é repassada à taxa de inflação. O resultado “desagradável” é, mais uma vez, a perda de eficácia da política de elevação da taxa de juros em combater a inflação, evento que os autores denominam “fadiga” do principal instrumento de política monetária.

Em análise empírica, os autores observam que o efeito do estoque da dívida sobre o prêmio de risco somente se tornaria significativo no Brasil quando a dívida ultrapassasse o limite de 56% do PIB. A partir de tal valor crítico o efeito seria explosivo: aumentos no estoque da dívida teriam efeitos crescentes sobre o prêmio de risco, criando condições para o fenômeno de dominância fiscal.

Vale ressaltar que, segundo Pastore & Pinotti (2005), as evidências empíricas apontariam para dominância fiscal se qualquer elevação da taxa de juros pelo BC levasse a uma elevação correspondente dos prêmios de risco. De acordo com seus exercícios empíricos, predominam no Brasil os efeitos tradicionais da taxa de juros sobre a inflação: é a elevação dos prêmios de risco que precede a elevação nas taxas de juros de curto prazo.

Em trabalho mais recente, Gonçalves & Guimarães (2006) analisam o impacto de decisões de política monetária sobre a taxa de câmbio em datas próximas às reuniões do Copom (Comitê de Política Monetária). O intuito é avaliar a adequação da política monetária levada a cabo pelo BCB, observando o impacto de pequenas variações dos juros sobre a taxa de câmbio.

Os resultados são consistentes com a hipótese de dominância fiscal: quando a autoridade monetária aumenta a taxa de juros acima do que o mercado espera, a taxa de câmbio tende a depreciar-se, ao contrário do previsto pela proposição convencional. Uma possível explicação seria o fato de juros mais altos deteriorarem a situação fiscal do país. Os autores apontam, no entanto, que não seria adequado extrapolar tais resultados para grandes mudanças nas taxas de juros. Ainda assim, como os efeitos da política de elevação de juros sobre o câmbio e a inflação não são os desejados, sua conclusão é de que os juros reais no Brasil estão muito elevados e devem ser reduzidos.

## **1.2 Política Monetária e Política Fiscal: interações e resultados possíveis**

Após breve revisão da literatura sobre a hipótese de dominância fiscal, apresenta-se a seguir a contribuição que esse trabalho pretende dar à compreensão do tema. Analisa-se, inicialmente, como as políticas monetária e fiscal podem interagir e os efeitos



potencialmente resultantes dessa interação, distinguindo os efeitos tradicionais que a teoria prevê para a política monetária (política monetária eficaz) e os efeitos de dominância fiscal (política monetária inócua).

Dominância fiscal é a situação caracterizada por elevação da inflação em decorrência de uma política contracionista executada em cenário de situação fiscal ruim. O risco de solvência da dívida – que aumenta os prêmios de risco – e a possibilidade de monetização futura da mesma – que eleva a expectativa de inflação futura – são os dois fatores que retiram a eficácia da política monetária, conduzindo à indesejável combinação de taxas de juros reais elevadas, câmbio desvalorizado e pressão para aumento inflacionário.

O objetivo desta parte do trabalho é compreender como a política monetária pode gerar resultado oposto ao pretendido quando dominada fiscalmente, no sentido preciso de que elevações na taxa de juros nominal geram aumento da inflação. Para tanto, parte-se da análise de como funciona a política monetária contracionista que usa como instrumento a taxa de juros.

Uma elevação na taxa de juros ( $\uparrow r$ ) pela autoridade monetária tem dois efeitos iniciais: diretamente, deprime a demanda agregada e, indiretamente, eleva o serviço da dívida, pois parte dela está indexada à Selic.

Pelo primeiro canal, a elevação da taxa de juros ( $\uparrow r$ ), ao diminuir a demanda agregada, gera como resultado redução do produto ( $\downarrow \text{PIB}$ ). Pelo segundo canal, eleva o serviço da dívida indexada à Selic e, como consequência, o montante da dívida pública aumenta ( $\uparrow \text{dívida}$ ). Esses dois efeitos iniciais da política de aperto monetário produzem elevação da razão dívida/PIB.

Pode-se considerar que, a partir desse ponto, a percepção dos agentes econômicos a respeito da consecução da política fiscal e da própria política monetária passa a ser fundamental para o sucesso da política de elevação de juros. A depender dessa percepção, prêmio de risco e expectativa de inflação responderão de maneiras distintas, gerando diferentes impactos sobre a taxa de câmbio. Não se pode esperar, portanto, que toda elevação de juros gere apreciação da taxa de câmbio, e é justamente pelos canais da

expectativa de inflação e do prêmio de risco que o resultado da política de elevação de juros pode tornar-se perverso.

Do lado da política fiscal, os agentes econômicos se perguntam se essa elevação da razão dívida/PIB, provocada pelo aumento na taxa de juros, pode prejudicar a sustentabilidade da dívida. A questão, portanto, é: **“aumentou a probabilidade de default da dívida?”**. A resposta a essa pergunta dependerá de como se dá a condução da política fiscal, pois a dívida poderá tornar-se mais atrativa (em virtude dos juros mais elevados) ou menos atrativa (se a elevação de seu montante aumenta o risco-país).

Se a percepção é de que a elevação da razão dívida/PIB não aumenta a probabilidade de default da dívida, a dívida torna-se mais atrativa ao público. Isso significa que a elevação da taxa de juros ( $\uparrow r$ ) não teve impacto sobre o risco-país e a autoridade monetária pode considerar o risco como exógeno. Então, os influxos de capitais externos para o país aumentam e, por arbitragem financeira, a taxa de câmbio aprecia-se ( $\downarrow e$ ). A depender do repasse dessa apreciação à inflação, a taxa de inflação diminui ( $\downarrow \pi$ ), prevalecendo o resultado padrão da política monetária. Não há dominância fiscal e a política monetária é eficaz.

Cabe ressaltar que essa situação somente se verifica se a autoridade fiscal age de forma reativa, ou seja, se leva em conta a dívida pública (que aumentou em decorrência da elevação dos juros pela autoridade monetária, essa agindo de forma autônoma) para gerar seu superávit primário. Se a política fiscal é reativa, a política monetária não é fiscalmente dominada. Nesse caso, portanto, podemos supor que o governo segue uma regra de reação às decisões de política monetária que afetam o montante da dívida pública. Esse tema em particular é abordado na segunda parte deste trabalho.

Por outro lado, se os agentes econômicos consideram que a elevação da razão dívida/PIB provoca aumento da probabilidade de default da dívida, o sucesso da política monetária já não é garantido. Nessa situação existe desconfiança sobre a solvência da dívida pública, o que a torna menos atrativa ao público. A elevação da taxa de juros ( $\uparrow r$ ), então, piora a percepção de risco-país, caracterizando uma situação de risco endógeno. O prêmio de risco eleva-se e verifica-se saída de capitais de curto prazo do país, o que, via arbitragem financeira, provoca depreciação na taxa de câmbio ( $\uparrow e$ ). A

depreciação do câmbio tem efeito direto sobre a inflação, elevando-a ( $\uparrow\pi$ ). Ademais, também indiretamente a depreciação cambial reforça esse resultado de elevação inflacionária: parte da dívida é denominada em moeda estrangeira e, com a depreciação, ocorre nova elevação no montante da dívida. Assim, realimenta-se o processo de elevação da razão dívida/PIB, piora a percepção de risco-país e inicia-se nova rodada de depreciação cambial e aumento de inflação. Nesse caso, a política monetária não consegue reduzir a inflação, que era o seu objetivo ao elevar a taxa de juros. Prevalece, portanto, a tese de dominância fiscal.

Tal situação tende a ocorrer quando a autoridade fiscal age de forma autônoma, isto é, quando escolhe seus déficits independentemente do nível da dívida. Nesse caso, a política fiscal domina a monetária, configurando um potencial cenário de dominância fiscal.

Por sua vez, do lado da política monetária, resta saber como o público avalia sua condução por parte da autoridade monetária. Os agentes econômicos precisam saber se ela manterá o seu objetivo de combater a inflação a qualquer custo – a despeito do aumento no endividamento público –, ou se está propensa a usar a política monetária futuramente para aliviar as contas públicas, seja através de monetização da dívida, seja por não elevar juros que sejam eventualmente necessários para controlar a inflação. Ou seja, a questão aqui é: **“o controle da inflação no futuro é crível?”**.

Se a autoridade monetária dispõe de credibilidade junto aos agentes para fazê-los crer que não se desviará de seu objetivo de combate à inflação, a expectativa será de redução da inflação. Nesse caso, os agentes acreditam que a política monetária será capaz de evitar uma futura monetização da dívida, por mais que seja atrativo ao governo provocar uma inflação surpresa para reduzir o estoque da dívida. Espera-se, também, que a autoridade monetária não deixe de executar aumentos na taxa de juros que sejam eventualmente necessários para controlar a inflação. Então, à elevação na taxa de juros ( $\uparrow r$ ) e conseqüente aumento da dívida ( $\uparrow$ dívida), segue-se que a expectativa é de diminuição da inflação ( $\downarrow E[\pi]$ ), a qual, via uma versão fraca da paridade do poder de compra – em que o diferencial de inflação externa/interna reflete-se no câmbio nominal –, colabora para a apreciação da taxa de câmbio ( $\downarrow e$ ). Por conseguinte, pressiona-se para a diminuição da taxa de inflação ( $\downarrow \pi$ ).

Temos aqui o caso em que a autoridade monetária age de forma autônoma e, em consequência, a autoridade fiscal de forma reativa, pois deve tomar para si a responsabilidade sobre o controle fiscal, sem contar com a política monetária para equilibrar suas contas. Prevalece, portanto, o resultado padrão da política monetária. Não há dominância fiscal e a política monetária é eficaz.

De outro lado, se a elevação da taxa de juros leva os agentes a suspeitarem que um endividamento muito alto poderá, ao menos em parte, ser monetizado no futuro (ou que elevações na taxa de juros para combater a inflação não são críveis, para evitar os efeitos fiscais dessa medida), o sucesso da política monetária é colocado em risco. Os agentes sabem que pode ser atrativo para o governo provocar uma inflação inesperada a fim de reduzir a dívida. Se a percepção é de que a autoridade monetária pode abrir mão de seu compromisso em combater a inflação, por conta de uma exigência da autoridade fiscal, sua credibilidade é questionada. Em consequência, a elevação na taxa de juros ( $\uparrow r$ ) provoca expectativa de elevação da inflação futura ( $\uparrow E[\pi]$ ), a qual contribui para depreciar a taxa de câmbio ( $\uparrow e$ ) e, por fim, elevar a inflação presente ( $\uparrow \pi$ ). Novamente, a política monetária mostra-se inócua.

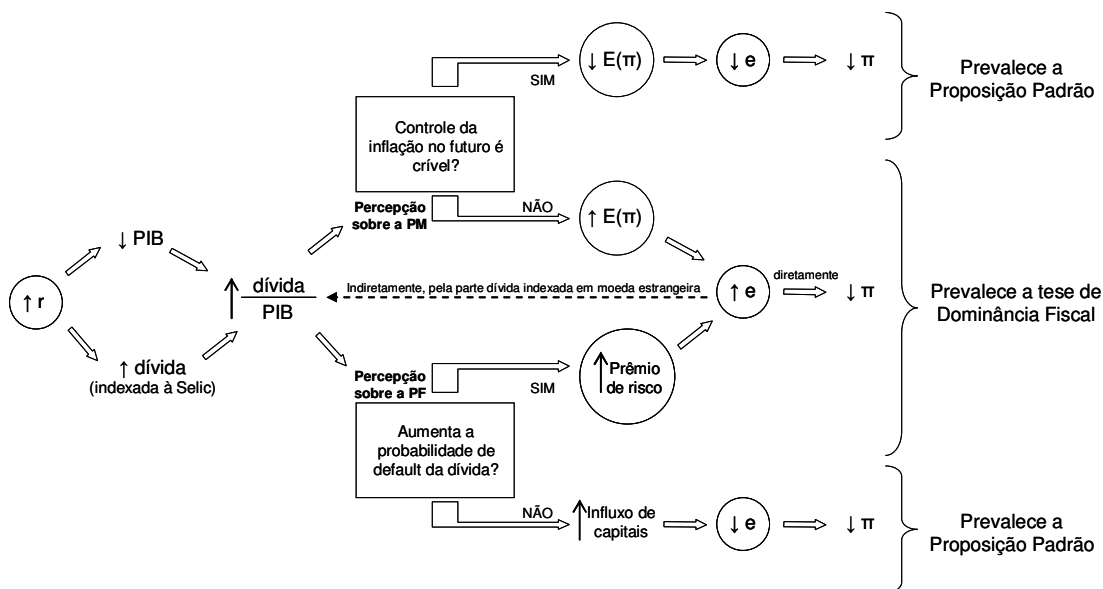
Nesse caso, é a autoridade monetária que age de forma reativa, pois leva em conta a dívida pública em suas decisões, comprometendo sua credibilidade. A autoridade fiscal, por sua vez, atua de forma autônoma, sem preocupar-se com o impacto da elevação dos juros sobre a dívida. Nesse contexto prevalece a tese de dominância fiscal.

Todos os encadeamentos de efeitos descritos nessa seção, que cobrem as possibilidades de interação das políticas monetária e fiscal, e os seus resultados potenciais (tanto os resultados padrão como os de dominância fiscal), podem ser esquematicamente ilustrados da maneira proposta no Gráfico 2.

Gráfico 2

## Interações possíveis entre Política Fiscal e Política Monetária

Resultados da Proposição Padrão e da tese de Dominância Fiscal



Fonte: elaborado pela autora

O teste empírico desta parte do trabalho baseia-se na cadeia de efeitos que caracteriza a dominância fiscal, apontada no Gráfico 2. Predomina a tese de dominância fiscal se qualquer elevação da taxa de juros leva a uma elevação correspondente do prêmio de risco e das expectativas de inflação. Uma percepção de risco-país maior incentiva a saída de capitais de curto prazo, o que, junto com a expectativa de elevação da inflação no futuro, provoca depreciação da taxa cambial. Essa depreciação do câmbio atua de forma direta sobre a inflação, elevando-a, e de forma indireta através da elevação da relação dívida/PIB (tendo em vista que parte da dívida está atrelada ao câmbio). Então, necessariamente, em presença de dominância fiscal, é a elevação da taxa de juros que precede todas as alterações nas demais variáveis, desencadeando a seqüência de efeitos acima descritos.

### 1.3 Metodologia Econométrica

Para testar a hipótese de dominância fiscal utiliza-se um VAR com as variáveis consideradas relevantes (circuladas no Gráfico 2). A abordagem VAR revela-se particularmente útil quando o objetivo da análise empírica é determinar exclusivamente

as interdependências estatísticas entre um conjunto de variáveis e suas inovações, dispensando uma especificação completa da estrutura da economia.

A análise considera o seguinte modelo dinâmico:

$$A_0 Z_t = k + \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + u_t \quad (1)$$

onde:

$Z_t$  é o vetor (nx1) de variáveis;

$A_0$  e  $A_i$  são matrizes (nxn) de coeficientes;

$k$  é um vetor de constantes;

$p$  é o número de lags; e

$u_t$  é um vetor de ruídos brancos não correlacionados ( $E(u_t u_t')$  é uma matriz diagonal).

Pré-multiplicando por  $A_0^{-1}$ , obtém-se a forma reduzida para o VAR:

$$Z_t = c + \sum_{i=1}^p B_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde:

$c = A_0^{-1}k$ ;

$B_i = A_0^{-1}A_i$  (para  $i = 1, 2, \dots, p$ ); e

$\varepsilon_t = A_0^{-1}u_t$  é o ruído branco com matriz de covariância  $\Phi = A_0^{-1} E(u_t u_t') (A_0^{-1})'$ .

O VAR estimado (equação 2) inclui quatro variáveis: **taxa de juros, prêmio de risco, expectativa de inflação e taxa de câmbio.**<sup>1</sup> A estimação usa dados mensais. Os Gráficos 3, 4 e 5 apresentam as séries destas variáveis para o período 1999-2006.

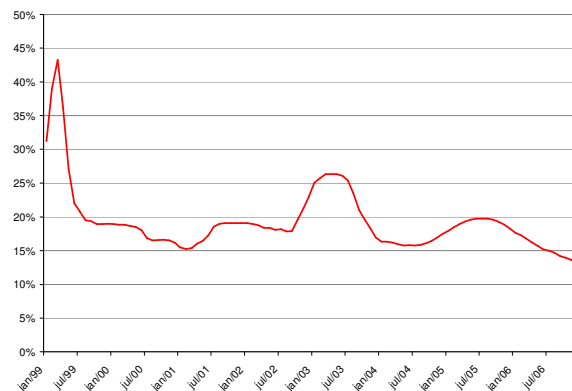
---

<sup>1</sup> Para descrição detalhada dos dados empregados na análise, consultar item 5.1 do Apêndice.

Gráfico 3

**Taxa de Juros - SELIC**

Acumulada no mês (anualizada)

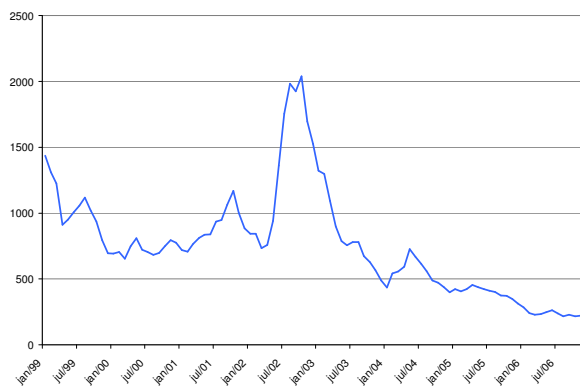


Fonte: BCB

Gráfico 4

**Prêmio de Risco - EMBI**

Média mensal

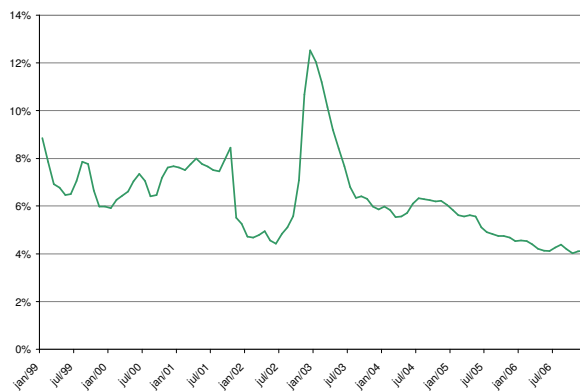


Fonte: JP Morgan

Gráfico 5

**Expectativa de Inflação**

IPCA (12 meses)



Fonte: Focus-BCB

Gráfico 6

**Câmbio oficial em R\$**

Venda (média do período)



Fonte: BCB

Cabe ressaltar que na especificação do VAR não se considerou a variável inflação, pois se admite que a relação entre câmbio e inflação é direta e positiva.

Para verificar a estacionariedade das séries foram realizados os testes de raiz unitária ADF (Dickey-Fuller Aumentado), apresentado em Dickey & Fuller (1979, 1981) e Phillips-Perron (PP), apresentado em Phillips & Perron (1988). Ambos os testes têm como hipótese nula a existência de uma raiz unitária e, como hipótese alternativa, a estacionariedade da série. Os resultados resumidos são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1

**Testes de Raiz Unitária**

Testes ADF e PP – resultados para um nível de significância de 5%

	Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)			Teste de Philip-Perron (PP)		
	estatística	lags	Resultado	estatística	lags	Resultado
Selic	-4,553754	4	I(0)	-2,675836	3	I(1)
Embi	-1,621691	1	I(1)	-1,401879	3	I(1)
Expectativa de inflação	-3,954536	1	I(0)	-2,923692	3	I(1)
Câmbio	0,054672	1	I(1)	0,130809	3	I(1)

Nota: Para o teste PP, usamos os mesmos termos deterministas selecionados pelo teste ADF. O número de defasagens utilizado foi aquele sugerido por Newey-West.

Como os resultados dos testes ADF e PP divergem quanto à indicação do número de raízes unitárias para as variáveis Selic e expectativa de inflação, recorre-se à análise gráfica de ambas as séries e à verificação do comportamento de seus correlogramas a fim de definir sua ordem de integração. Observa-se que as séries não apresentam



tendência e os valores das autocorrelações entram rapidamente nos intervalos de confiança, permitindo assumir que as duas séries são estacionárias, ou seja,  $I(0)$ .

A correta especificação do VAR requer que o sistema seja composto por variáveis estacionárias. Por isso usamos as variáveis que em nível são  $I(1)$  – Emi e câmbio – em termos de taxa de variação, que por sua vez são séries  $I(0)$ . Os gráficos dessas variáveis transformadas encontram-se nos itens 5.2.1 e 5.2.2 do Apêndice.

O número de lags para a estimação do VAR foi selecionado com base na indicação dos critérios de seleção apresentados no item 5.2.3 do Apêndice, especialmente o critério de Schwarz (SC). Ademais, os resíduos foram testados para autocorrelação, através de testes LM e dos correlogramas. Para obter resíduos melhores foi necessário adicionar alguns lags à especificação do VAR.

O melhor modelo sob todos esses aspectos é o VAR de ordem 2. A constante não era estatisticamente significativa, e sua retirada melhora o valor do SC (diminui) e a autocorrelação dos resíduos. A estimação das regressões do VAR(2) é apresentada no item 5.2.4 do Apêndice, e o gráfico dos resíduos da estimação, no item 5.2.5.

Vale apontar que os resíduos da estimação apresentam resultados pobres em termos de normalidade, mas satisfatórios para autocorrelação. Tais resultados encontram-se no Apêndice, itens 5.2.6 (Autocorrelação residual), 5.2.7 (Teste LM para autocorrelação dos resíduos, cuja hipótese nula é de que os resíduos não apresentam correlação serial de  $k$ -ésima ordem) e 5.2.8 (Normalidade dos resíduos, em que a hipótese nula do teste é de normalidade dos resíduos). Todos os valores apresentados são p-valores das estatísticas de teste.

Para o teste de dominância fiscal, propõe-se a análise por função resposta ao impulso no VAR estimado. A função resposta ao impulso descreve a resposta de cada variável a um choque em um único período em um dos elementos do vetor de ruídos brancos não correlacionados. Recorre-se à decomposição de Cholesky para identificar os distúrbios ortogonalizados do modelo VAR. Essa estrutura recursiva significa que a primeira variável do ordenamento não é afetada, contemporaneamente, por choques em outras variáveis, mas choques nessa primeira variável afetam as outras do sistema; a segunda

variável, por sua vez, afeta a terceira e as seguintes, sem, contudo, ser afetada contemporaneamente por elas, e assim por diante.

Nessa decomposição, é importante o ordenamento assumido para as variáveis, o qual supõe que a primeira é a menos endógena (ou “mais independente”). As variáveis mais endógenas são aquelas que recebem mais impacto do choque. Para orientar a escolha da ordem das variáveis recorre-se à teoria, que indica o encadeamento de efeitos sobre as variáveis do sistema produzidos por uma mudança na variável considerada “mais exógena” (para a hipótese de dominância fiscal, a taxa de juros Selic). Ademais, usa-se comumente o resultado do teste de causalidade de Granger como subsídio adicional a essa escolha, pois tal análise permite verificar se uma variável tem impacto em outra, no sentido de precedência temporal: as não Granger-causadas poderiam vir “na frente”, como “menos endógenas”, e as Granger-causadas viriam depois, recebendo o impacto do choque provocado nas variáveis anteriores.

Foram realizados, portanto, testes de causalidade de Granger com base em equações bivariadas no nível, com no máximo 8 defasagens. Especificações menos parcimoniosas foram descartadas para não comprometer os graus de liberdade do teste. Os resultados são apresentados integralmente no item 5.2.9 do Apêndice, e permitem concluir o que resume a Tabela 2.

Tabela 2

### Testes de Causalidade de Granger bivariado

Resumo dos resultados

	Ho: variável "linha" não Granger-causa variável "coluna"			
	Selic	Embi-var	Expect	Câmbio-var
Selic	-	não rejeita	não rejeita	rejeita
Embi-var	inconclusivo	-	não rejeita	rejeita
Expect	rejeita	não rejeita	-	não rejeita
Câmbio-var	rejeita	não rejeita	não rejeita	-

Em seguida, foi realizado o teste de causalidade de Granger baseado nas equações multivariadas do modelo VAR estimado, com as 2 defasagens escolhidas. Os resultados constam no item 5.2.10 do Apêndice e podem diferir do teste bivariado por causa da inclusão de outras variáveis na especificação das regressões componentes do VAR.

Confirmando os resultados do teste bivariado, Embi e expectativa de inflação não são Granger-causadas por nenhuma das variáveis do sistema, o que nos leva à conclusão de que estas seriam as variáveis mais exógenas. Além disso, o resultado para o teste cuja hipótese nula é: “Embi não Granger-cause Selic”, o qual estava inconclusivo, aponta agora para não rejeição (a 10% de significância). Desse modo, conclui-se que Selic é Granger-causada por todas as variáveis consideradas no sistema, a exceção de Embi, indicando forte endogeneidade da mesma. Para a variável câmbio os resultados se mantiveram e, de fato, não podemos rejeitar a hipótese nula de que “expectativa de inflação não Granger-cause câmbio”.

A análise de causalidade de Granger nos fornece, portanto, alguns indícios para a escolha do ordenamento de Cholesky, ao indicar que:

- ✓ Selic é variável “muito endógena”, embora não Granger-causada por Embi;
- ✓ Câmbio é variável “muito endógena”, mas não Granger-causada por expectativa de inflação;
- ✓ Embi e expectativa de inflação são as variáveis “mais exógenas”.

É importante ressaltar que os resultados do teste de causalidade de Granger indicam ordenamento contrário ao previsto pela hipótese de dominância fiscal, para a qual se admite que uma variação na taxa de juros (Selic) é que precede variações nas demais variáveis, em especial prêmio de risco (Embi) e expectativa de inflação, consistindo no impulso que desencadeia o mecanismo de transmissão. Na análise de função resposta ao impulso o ordenamento sugerido pelo teste de causalidade de Granger também é considerado.

## **1.4 Resultados**

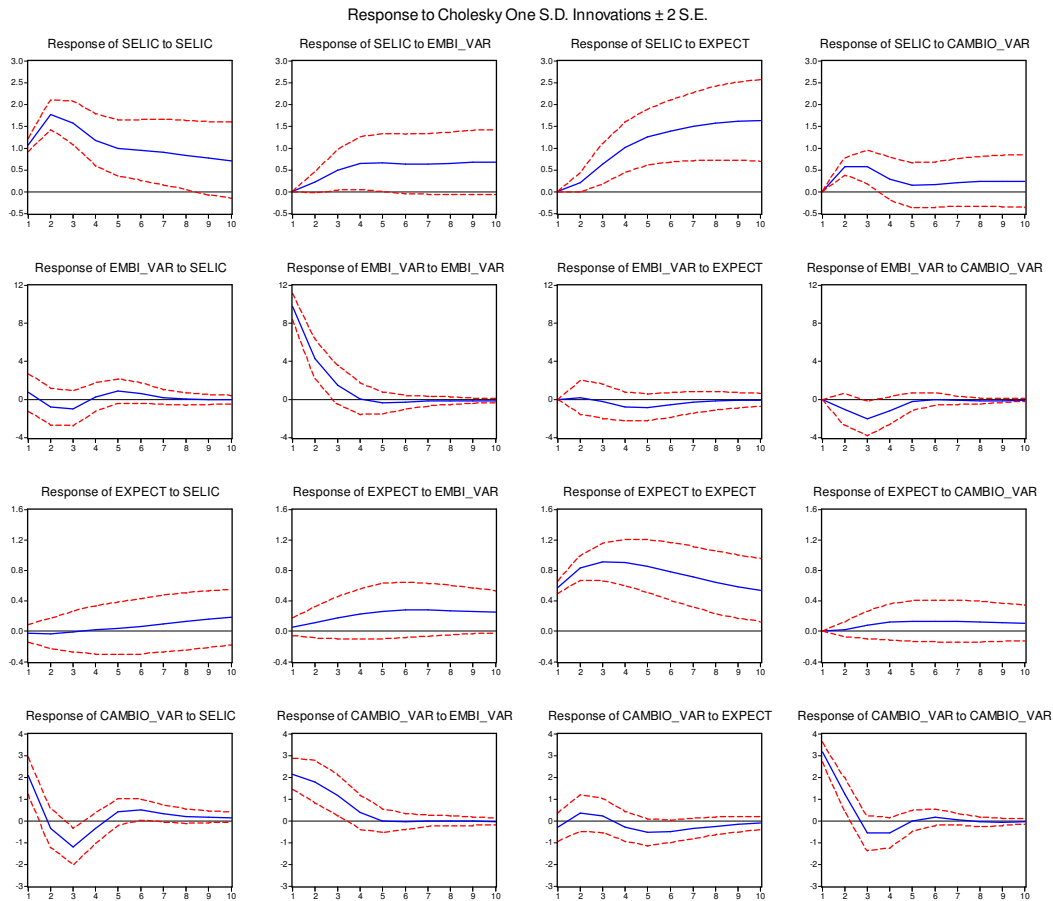
Foram realizados diversos exercícios alterando a ordem das variáveis no VAR (incluindo o proposto pelo esquema teórico apresentado no Gráfico 2 e o sugerido pelo teste de causalidade de Granger), a fim de prover maior robustez aos resultados encontrados. Entretanto, diferentes ordenamentos não afetam de maneira significativa os resultados das funções resposta ao impulso.

As funções resposta ao impulso (linhas contínuas) e suas bandas de dois erros-padrão (linhas tracejadas) são mostradas no Gráfico 7. Cada coluna representa as respostas das diferentes variáveis a um choque específico.

Gráfico 7

### Funções Resposta ao Impulso

Ordenamento de Cholesky: Selic, Embi, Expectativa de inflação e Câmbio



Pela análise da primeira coluna, que apresenta a resposta de todas as variáveis ao choque na Selic, podemos observar que apenas a variável câmbio responde à Selic, apreciando-se. Essa resposta está em conformidade com a proposição padrão, embora não persista além do segundo mês após o choque, recuperando seu nível inicial. Para as demais variáveis do sistema (Embi e expectativa de inflação) não há respostas estatisticamente significantes decorrentes de um choque na Selic.

Em contraste, choques nas demais variáveis do sistema produzem impactos estatisticamente significantes sobre a Selic, conforme podemos observar nos gráficos da

primeira linha. Todos esses choques, vistos individualmente, permitem a seguinte análise:

- (i) A Selic responde positivamente ao choque em Embi até cinco meses após o choque, assumindo patamar superior a partir de então. Depois, entretanto, o choque perde sua significância estatística. Conclui-se que um choque positivo em Embi aumenta a Selic;
- (ii) A resposta da Selic ao choque na expectativa de inflação também é positiva durante todos os meses após o choque, sendo que a variável assume um patamar permanentemente superior ao original (antes do choque). Portanto, um choque positivo na expectativa de inflação aumenta a Selic;
- (iii) O choque no câmbio também tem efeito positivo sobre a Selic, embora o mesmo perca apenas três meses. A partir de então, o nível da Selic diminui e o choque se dissipa, perdendo significância estatística. Ainda assim, a Selic mantém-se em patamar superior ao original.

Cabe ainda apontar que o câmbio responde ao choque em Embi por três meses e, a partir de então, o choque se dissipa e a variável câmbio retoma seu nível inicial. Choques na expectativa de inflação, por sua vez, não impactam o câmbio.

A não significância estatística dos choques provocados pela Selic nas demais variáveis do sistema parece indicar que variações na Selic não precedem variações nas variáveis consideradas, indicando que não se configura uma situação de dominância fiscal no período analisado.



## 2 A REGRA DE REAÇÃO FISCAL

### 2.1 Revisão da Literatura

A dominância fiscal, ao perverter os resultados da política monetária, reforça a importância da disciplina fiscal. A política fiscal “errada” – nos termos de Blanchard (2004) – poderia comprometer a eficácia da política monetária em alcançar seus objetivos, provocando inclusive efeitos contrários perversos.

Para evitar uma política monetária fiscalmente dominada, a política fiscal deve manter a dívida pública em trajetória sustentável. Ao impor limites aos déficits orçamentários, a autoridade fiscal sinaliza ao público que está preocupada em atingir o equilíbrio das contas públicas, facilitando a tarefa da autoridade monetária de estabilizar preços.

Em investigação empírica, Favero & Giavazzi (2004) mostram como o risco de default da dívida pública determina a interação entre as políticas monetária e fiscal, e como este risco pode impedir que o BCB alcance suas metas, perdendo o controle sobre a inflação.

A reação da política fiscal a uma elevação na taxa de juros que eleva a dívida pública é fundamental para a eficácia da política monetária. Se a regra de política fiscal leva em conta a necessidade de aumentar o superávit em resposta à pressão de aumento da dívida (política fiscal reativa), o ajuste fiscal permite que a autoridade monetária controle a inflação. Do contrário, se o superávit primário não responde ao novo nível da dívida, sendo definido independentemente do valor necessário para estabilizá-la (política fiscal autônoma), o estoque da dívida se amplia. Como consequência, o prêmio de risco aumenta, conduzindo à depreciação, a qual amplia novamente a dívida e assim sucessivamente. Neste contexto a política monetária encontra-se dominada pela política fiscal e impedida de controlar a inflação.

Os autores estimam uma regra fiscal para o Brasil, no período 1999 a 2002 (até as eleições de outubro), e não encontram evidências de que o superávit primário efetivo reaja ao nível de superávit primário requerido para tornar a dívida estável, o que denotaria pouca preocupação da autoridade fiscal com uma potencial dominância fiscal.

A partir de 2003, entretanto, com o compromisso do novo governo com uma regra fiscal clara, a política fiscal deixa de impor limites à monetária.

Outra análise empírica realizada para o Brasil, no período 1995-2004, apresenta resultado diverso. Mello (2005) estima uma função de reação fiscal por Mínimos Quadrados Ordinários, a qual sugere que o governo reage fortemente a mudanças no endividamento, ajustando suas metas de superávit primário.

Para assegurar a sustentabilidade da dívida ao longo do tempo, a autoridade fiscal deve respeitar sua restrição orçamentária intertemporal: o estoque corrente da dívida deve ser igual à soma dos resultados primários esperados, descontados a valor presente. Portanto, a função de reação fiscal estimada pelo autor é definida como o resultado primário em função da dívida (em proporção do PIB), controlado pelas variáveis PIB e inflação, todas defasadas em um período. A variável PIB é inserida para capturar o impacto do ciclo de negócios sobre o orçamento primário e a inflação, para dar conta de eventuais receitas de senhoriagem. Ademais, acrescenta-se a variável superávit primário defasada em um período por causa de eventual inércia em séries suavizadas.

O principal parâmetro de interesse é o coeficiente da regressão relativo à variável dívida/PIB defasada, o qual se espera apresentar sinal positivo, indicando que uma elevação na razão dívida/PIB implica aumento no superávit primário. Nessa situação, a política fiscal é reativa.

A regressão estimada por Mello aponta que o coeficiente da variável dívida pública/PIB defasada apresenta sinal positivo e é estatisticamente significativo. Tal regressão pode ser vista como uma regra de reação fiscal, a qual expressa o nível de superávit primário em função da dívida e da atividade econômica do período anterior (o coeficiente da variável inflação não é estatisticamente significativo).

## **2.2 Política Fiscal Autônoma ou Reativa: a origem da Dominância Fiscal**

Uma autoridade fiscal que não leva em conta os objetivos da autoridade monetária na execução de seus orçamentos, quando incorre em déficits provoca elevação da dívida,



interferindo potencialmente na política monetária. Então, propõe-se analisar o comportamento da autoridade fiscal em face de mudanças no nível da dívida.

Na análise da coordenação entre as políticas monetária e fiscal podemos atribuir comportamento autônomo ou reativo a cada uma delas. A autoridade fiscal age de forma autônoma quando escolhe seu superávit primário independentemente do nível vigente da dívida pública. De outro modo, comporta-se de maneira reativa quando leva em consideração a dívida pública para gerar seu resultado primário. Quando se deseja que a política monetária seja eficaz a política fiscal precisa ser reativa, de forma a evitar que se configure dominância fiscal. Se a autoridade fiscal mostra-se preocupada em manter a dívida pública sustentável, evitando default, não há motivos para ocorrer piora da percepção de risco-país nem expectativa de elevação da inflação futura. Nessa situação podemos esperar o governo aja em conformidade com uma regra de reação fiscal.

A contribuição pretendida nesta parte do trabalho é a estimação de uma regra de reação fiscal para o Brasil ao longo do período 1999-2006. Tal regra deve captar em que medida o resultado primário é ajustado em resposta a mudanças no endividamento público, bem como se outras variáveis são relevantes para explicar o comportamento da autoridade fiscal. O objetivo é verificar se a autoridade fiscal preocupa-se em evitar a dominância fiscal, ajustando o resultado primário frente a variações na dívida (em especial as causadas pelo impacto da elevação de juros pela política monetária), com vistas a estabilizar ou reduzir a razão dívida/PIB.

Portanto, na regra de reação fiscal estimada, o coeficiente da variável dívida/PIB defasada em um período é o mais importante, pois indica se, em face de uma elevação da dívida, a autoridade fiscal reage no sentido de elevar o superávit primário. Ademais, para se verificar a persistência dos resultados primários, cabe incluir essa variável defasada também em um período. O coeficiente desse regressor indica o componente auto-regressivo da série, o qual também espera-se ser positivo. Capta-se, assim, o componente de inércia do resultado primário.

Entre as variáveis de controle a ser consideradas, encontram-se as padrões: nível da atividade econômica – para dar conta do ciclo de negócios – e inflação – para dar conta dos choques nas receitas de senhoriagem. É possível ainda que, da mesma forma como

o ciclo de negócios pode influenciar o resultado primário, o ciclo político também o faça. Portanto, adiciona-se à regressão uma dummy para os anos de eleições presidenciais, com o intuito de se verificar como o resultado primário se comporta em anos de eleição. Pela tese dos ciclos políticos de negócios, espera-se que nos anos eleitorais o superávit primário seja reduzido, tendo em vista que nesses períodos os governos costumam elevar seus gastos sem necessariamente dispor da contrapartida de maiores receitas.

A principal tese testada nessa parte é a de que, a partir de 1999, com a criação de metas de superávit primário, o comportamento do governo passa a pautar-se em uma regra de reação fiscal, a qual conduz ao ajuste do superávit primário em resposta a mudanças no endividamento público. A existência de tal regra de reação seria um indício de preocupação do governo em evitar que prevaleça uma situação de dominância fiscal.

Para fins de comparação e avaliação da evolução da política fiscal, estima-se a mesma regra de reação para o período anterior à implantação das metas de superávit primário, que corresponde ao período 1995-1998. Espera-se que a resposta do superávit primário a variações na dívida pública seja maior após 1999, refletindo o ajuste fiscal desse período.

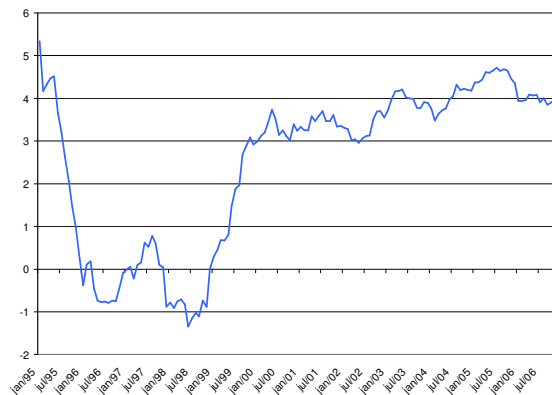
### **2.3 Metodologia Econométrica**

A regra de reação fiscal é especificada de modo a indicar o resultado primário como dependente das seguintes variáveis: resultado primário do período anterior, montante da dívida e hiato de atividade econômica (ambos defasados em um período), além de uma dummy para dar conta dos ciclos políticos. As séries consideradas para a estimação da regra de reação fiscal estão apresentadas nos Gráficos 8, 9 e 10.

Gráfico 8

**Superávit Primário (% do PIB)**

Fluxo acumulado em 12 meses



Fonte: BCB

Gráfico 9

**Dívida Líquida do Setor Público (% do PIB)**

Setor Público consolidado

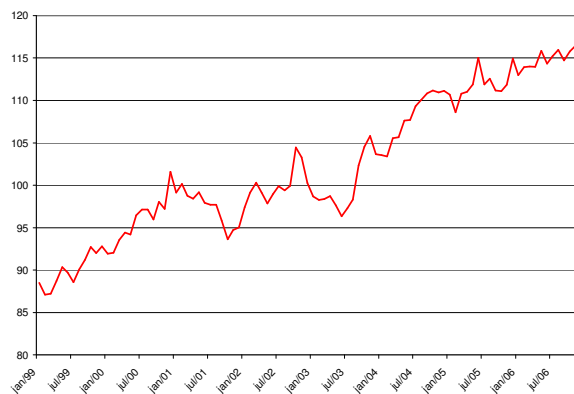


Fonte: BCB

Gráfico 10

**Produção Industrial**

Índice de médias móveis trimestrais com ajuste sazonal



Fonte: IBGE

Os regressores são considerados com uma defasagem em relação à variável dependente devido a uma possível endogeneidade. A própria variável dependente consta na lista de regressores para dar conta da inércia que deve existir em seu comportamento.

Em virtude da mudança de regime cambial e da fixação de metas de superávit primário a partir de 1999, dividiu-se o período em análise usando esse ano como corte. São estimadas, portanto, duas regressões. A primeira regressão abrange o período corresponde aos anos 1995-1998, em que vigorou um regime de câmbio controlado e em que a política fiscal não perseguia metas. A segunda regressão abarca os anos 1999-2006, período em que o regime de câmbio é flutuante e em que vigoram metas de política fiscal.

Para lidar com o potencial problema de heterocedasticidade e obter estimações robustas, optou-se por estimar os parâmetros da regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em conjunto com o estimador consistente da matriz de covariância de White. Na presença de heterocedasticidade, os estimadores de MQO permanecem não-viesados e consistentes. Entretanto, é necessário usar algum estimador consistente de sua matriz de covariância para fins de inferência, uma vez que o estimador tradicional é viesado e não-consistente quando a hipótese de homocedasticidade é violada. O estimador mais comumente usado para a matriz de covariância, quando o padrão da heterocedasticidade no modelo é desconhecido, é o estimador consistente de White.

A regressão estimada para cada um dos períodos apresenta a seguinte especificação:

$$SPPIB_t = \alpha + \beta_1 SPPIB_{t-1} + \beta_2 DIVPIB_{t-1} + \beta_3 PIB_{t-1} + \beta_4 dummy\_eleições$$

Em que a dummy eleições assume valor 1 para anos de eleição presidencial (1998, 2002 e 2006) e 0 para os demais anos.

## 2.4 Resultados

A Tabela 3 exhibe os resultados das estimações por MQO para os dois períodos considerados.

Tabela 3

**Regras de Reação Fiscal para 1995-1998 e 1999-2006**

Variável dependente: Superávit Primário em % do PIB

	1995 - 1998	1999 - 2006
	estimação	estimação
Constante	-1,694 (1,668)	0,197 (0,255)
Superávit Primário em % PIB (t-1)	0,908 *** (0,043)	0,908 *** (0,021)
Dívida Pública em % PIB (t-1)	0,053 (0,055)	0,003 (0,005)
Hiato de Atividade (t-1)	0,026 (0,020)	0,007 (0,006)
Dummy Eleição Presidencial	-0,179 (0,253)	-0,055 (0,035)
R <sup>2</sup> ajustado	0,951	0,965

(\*\*\*) Significância estatística a 1%

Nota: Todas as equações foram estimadas por MQO e contêm intercepto, o qual é mantido ainda que não tenha significância estatística. Os erros-padrão são reportados entre parênteses.

Para ambas as regressões foram realizados testes de normalidade, autocorrelação serial e heterocedasticidade dos resíduos. Os resultados são consistentes com as hipóteses para estimação por MQO e estão apresentados no item 5.3 do Apêndice.

Na regressão estimada para o período 1995-1998 observa-se que o coeficiente da variável dívida/PIB<sub>t-1</sub> ( $\beta_2$ ) não é estatisticamente significativa, resultado já esperado, tendo em vista que neste período a política fiscal não se pautava em nenhum compromisso de superávit primário. Nesse período, que corresponde ao primeiro governo FHC, observa-se forte deterioração do resultado primário, a ponto de o mesmo tornar-se deficitário na média do período em 0,2% do PIB, segundo Giambiagi (2002). Simultaneamente, a dívida pública como proporção do PIB eleva-se ao longo de todo o período.

A falta de compromisso da política fiscal com a realização de superávits primários denota pouca preocupação do governo, no período, com a trajetória da dívida, justificando a não existência de uma regra de reação fiscal para os anos 1995-1998. Essa situação vigora quando a autoridade fiscal age de forma autônoma, isto é, quando escolhe seus déficits independentemente do nível da dívida. Nesse caso configura-se um cenário propício, embora não suficiente, para a dominância fiscal.

Entretanto, o resultado do período seguinte, 1999-2006, que também é de não significância estatística para o coeficiente da variável dívida/PIB<sub>t-1</sub> ( $\beta_2$ ), causa alguma surpresa.

O ajuste implantado em 1999 é notadamente interpretado como prova de comprometimento com o rigor fiscal, o qual marca todo o segundo mandato de FHC. A partir de então houve grande inflexão no quadro fiscal brasileiro, com o setor público consolidado apresentando superávit primário médio de 3,5% do PIB para o período 1999-2002, novamente segundo Giambiagi (2002). O esforço de realização de superávit primário decorria da necessidade premente de estabilizar a relação dívida/PIB, que no primeiro governo FHC assumiu trajetória de forte elevação, a qual persiste até o final de 2002. Esperava-se, portanto, que o esforço de ajuste fiscal empreendido a partir de 1999 se consubstanciaria numa regra de reação fiscal estatisticamente significativa, com o superávit primário reagindo às variações na relação dívida/PIB.

Cabe apontar que esta segunda regressão abrange também o primeiro governo Lula (2003-2006), caracterizado por manutenção do rigor na política fiscal, com vistas a reduzir a razão dívida/PIB, crescente nos oito anos anteriores de governo FHC. O esforço fiscal do período é, inclusive, considerado superior ao do segundo governo FHC, em virtude do clima de desconfiança que cercava a posse do novo presidente e da própria deterioração das contas públicas herdada do governo anterior. Exemplo desse rigor é a elevação da meta de superávit primário do setor público de 3,75% para 4,25% do PIB já em 2003, primeiro ano do mandato de Lula. O superávit primário médio do setor público saltou para 4,3% do PIB no primeiro governo Lula.

Entre 2003 e 2004, pela primeira vez desde 1994, a relação dívida pública/PIB experimentou uma queda, refletindo todo o esforço de ajuste fiscal dos anos anteriores e a manutenção desse esforço desde o início do governo Lula. No período 2003-2006, a dívida pública líquida como razão do PIB caiu de 55,5% do PIB para 50,3%. No segundo governo FHC, apesar do esforço fiscal empreendido, não se logrou redução dessa variável.

Por todos esses motivos, é estranho que a regra de reação fiscal estimada para o período 1999-2006 não tenha apresentado significância estatística. Esse resultado, portanto, merece maior atenção.

Tendo em vista o evidente esforço fiscal empreendido nos dois governos do período em análise (segundo governo FHC e primeiro governo Lula), a não significância estatística da regra de reação fiscal estimada parece indicar que há alguma diferença na consecução da política fiscal entre esses dois governos. Com o objetivo de testar essa hipótese, a regra de reação fiscal para o período 1999-2006 é reestimada, considerando-se agora uma dummy para dar conta dessa suposta diferença. Define-se a dummy Lula, que assume valores 0 para o período 1999-2002, correspondente ao segundo governo FHC e 1 para o período 2003-2006, que corresponde ao primeiro governo Lula.

Os resultados da nova estimação, bem como a estimação anterior para o período 1999-2006, são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4

### Regras de Reação Fiscal para 1999-2006, considerando dummy Lula

Variável dependente: Superávit Primário em % do PIB

	1999 - 2006	1999 - 2006 com Dummy Lula
	estimação	estimação
Constante	0,197 (0,255)	-0,576 (0,434)
Superávit Primário em % PIB (t-1)	0,908 *** (0,021)	0,845 *** (0,040)
Dívida Pública em % PIB (t-1)	0,003 (0,005)	0,023 ** (0,010)
Hiato de Atividade (t-1)	0,007 (0,006)	0,013 * (0,007)
Dummy Eleição Presidencial	-0,055 (0,035)	-0,125 ** (0,050)
Dummy Lula		1,937 ** (0,866)
Dummy Lula * Dívida Pública em % PIB (t-1)		-0,037 ** (0,017)
R <sup>2</sup> ajustado	0,965	0,967

(\*) Significância estatística a 10%

(\*\*) Significância estatística a 5%

(\*\*\*) Significância estatística a 1%

Nota: Todas as equações foram estimadas por MQO e contêm intercepto, o qual é mantido ainda que não tenha significância estatística. Os erros-padrão são reportados entre parênteses.

A dummy Lula foi incluída na especificação do modelo de maneira a permitir uma mudança no intercepto e também na declividade associada à variável dívida/PIB. Nos dois casos, ela é estatisticamente significativa a 5%, indicando que existe diferença na regra de reação fiscal vigente no governo Lula em relação à do governo FHC. Note-se que os coeficientes das demais variáveis independentes são também estatisticamente significantes na nova regressão, validando a existência de uma regra de reação fiscal para o período 1999-2006, conforme pressuposto nesse trabalho. Passemos à análise destes resultados.

Para os anos de governo FHC, a regra de reação fiscal estimada (com dummy Lula = 0) é a seguinte:

$$SPPIB_t = \alpha + \beta_1 SPPIB_{t-1} + \beta_2 DIVPIB_{t-1} + \beta_3 PIB_{t-1} + \beta_4 dummy\_eleições$$

A regra de reação fiscal para o período 1999-2002 indica que há uma reação positiva e significativa do superávit primário a mudanças no nível da dívida e também, em menor medida, a alterações no hiato de atividade econômica.

Na regressão, a constante  $\alpha$  apresenta sinal negativo ( $\alpha = -0,576$ ), sugerindo que durante o governo FHC a política fiscal, independentemente das demais variáveis, tendia ao déficit primário. Entretanto, o parâmetro de intercepto estimado é significativo somente a 18%, o que mostra que não existia um compromisso rígido com esse déficit primário no período. Vale lembrar que nesse período passou-se a adotar metas de superávit primário, o que nos leva a concluir que, a despeito da tendência natural ao déficit, o governo levou em conta outras variáveis para alcançar as metas de superávit, respondendo às variações na dívida pública e no nível de atividade econômica para ajustar seu resultado primário à meta, como se pode inferir a partir da significância estatística dos coeficientes estimados para estas variáveis.

O principal parâmetro de interesse na regra de reação fiscal é  $\beta_2$ , o qual se espera ser positivo, indicando que uma elevação na razão dívida/PIB está associada a um aumento no superávit primário. Na regressão para o governo FHC,  $\beta_2 = 0,023$  é estatisticamente significativa a 5%, confirmando a existência de uma relação positiva entre dívida pública/ $PIB_{t-1}$  e superávit primário/ $PIB_t$ : a um aumento da dívida em 1% do PIB, o governo reage aumentando o superávit primário em 0,023% do PIB (considerando que



esta variável é calculada em fluxo acumulado de 12 meses). A reação a aumentos na razão dívida/PIB, portanto, é de aumento do esforço fiscal, traduzido em maiores superávits fiscais.

Para se ter uma idéia do que significa  $\beta_2$  em magnitude de impacto da dívida pública sobre o superávit primário, façamos um simples exercício. Considerando  $\beta_3 = \beta_4 = 0$  e usando os coeficientes estimados, a regra de reação fiscal para o governo FHC é a seguinte:

$$SPPIB_t = -0,576 + 0,845 SPPIB_{t-1} + 0,023 DIVPIB_{t-1}$$

Utilizando os valores médios das variáveis independentes para período 1999-2002, temos o seguinte resultado da regra de reação fiscal:

$$SPPIB_t = -0,576 + 0,845 * 2,91 + 0,023 * 47,49$$

$$SPPIB_t = 2,98$$

Nesse exemplo, portanto, o superávit primário teria aumentado 2,24% entre t-1 e t.

Com respeito a variações no nível de atividade, o coeficiente  $\beta_3 = 0,013$  é estatisticamente significativa a 10% e fornece evidência de que a política fiscal é cíclica no Brasil no período 1999-2002. Esse resultado também era esperado, pois quando a atividade econômica aumenta a arrecadação do governo tende a elevar-se, ampliando o superávit primário.

Assim como o ciclo de atividade econômica mostra-se relevante na explicação da reação fiscal, o ciclo eleitoral também influencia o resultado primário. A dummy eleitoral admitida no modelo é significativa a 5%, confirmando a hipótese de que o período eleitoral influencia a consecução da política fiscal. O coeficiente estimado para esta dummy é negativo ( $\beta_4 = -0,125$ ) assinalando que nesses anos o resultado primário tende a ser deficitário (ao alterar o intercepto da regressão). Para o ano eleitoral de 1998, a constante passa a ser  $\alpha + \beta_4 = -0,701$ ; como o erro padrão do coeficiente da dummy eleitoral é bastante pequeno (0,050) esse efeito negativo das eleições sobre o superávit primário parece ser relevante.

Cabe apontar que a resposta do superávit definida pela regra de reação fiscal parece pequena por que estamos trabalhando com dados em periodicidade mensal. No entanto, tais ajustes no resultado primário no decorrer de um ano são significativos em virtude do forte componente auto-regressivo presente na regra de reação fiscal ( $\beta_1 = 0,845$ ), cujo coeficiente é significativo a 1%. No longo prazo, portanto, teríamos:

$$SPPIB = \beta_1 SPPIB + \beta_2 DIVPIB$$

$$(1 - \beta_1) SPPIB = \beta_2 DIVPIB$$

$$SPPIB = \frac{\beta_2}{(1 - \beta_1)} DIVPIB$$

Em que  $\beta_2 / (1 - \beta_1)$  indica o ajuste de longo prazo do superávit primário frente a alterações na dívida pública, dado pela regra de reação fiscal. Para o período 1999-2002, temos  $\beta_2 / (1 - \beta_1) = 0,15$ , indicando que a resposta do superávit primário a variações na dívida pública é ainda mais forte no longo prazo.

Para os anos de governo Lula, a regra de reação fiscal estimada (com dummy Lula = 1) é a seguinte:

$$SPPIB_t = \alpha + \beta_1 SPPIB_{t-1} + \beta_2 DIVPIB_{t-1} + \beta_3 PIB_{t-1} + \beta_4 dummy\_eleições + \beta_5 dummy\_Lula + \beta_6 dummy\_Lula * DIVPIB_{t-1}$$

Ou, de modo reduzido:

$$SPPIB_t = (\alpha + \beta_5) + \beta_1 SPPIB_{t-1} + (\beta_2 + \beta_6) DIVPIB_{t-1} + \beta_3 PIB_{t-1} + \beta_4 dummy\_eleições$$

Para o período 2003-2006, os coeficientes associados à dummy Lula ( $\beta_5$  e  $\beta_6$ ) são estatisticamente significantes ao nível de 5%, indicando que nesse período o intercepto e a declividade associada à variável dívida/PIB são de fato diferentes em relação à regra de reação fiscal que vigora no período 1999-2002, na exata magnitude dos estimadores desses coeficientes.

Nesta regressão,  $\beta_6 = -0,037$  apresenta sinal contrário a  $\beta_2 = 0,023$  e é, em módulo, maior que este. Isso implica que o efeito da dívida sobre o superávit primário durante o governo Lula desaparece ou atua no sentido inverso em relação ao período FHC. Vejamos por que: no período em análise, temos um novo coeficiente associado à variável dívida/PIB<sub>t-1</sub>, qual seja,  $\beta_2 + \beta_6 = -0,014$ . Então, quando a dívida aumenta em 1% do PIB, o governo reage no período seguinte diminuindo o superávit primário em 0,014% do PIB. Considerando os erros-padrão relativos aos coeficientes  $\beta_2$  e  $\beta_6$ , respectivamente, 0,010 e 0,017, a rigor pode ocorrer que o efeito da dívida sobre o superávit primário seja nulo, ou até mesmo positivo, mas certamente será inferior ao do governo FHC.

Ao permitir que o superávit primário se tornasse menos responsivo às variações na dívida pública, esse resultado denotaria menor preocupação do governo Lula com o controle fiscal e com a trajetória da dívida pública?

A resposta a essa pergunta parece vir do efeito que a outra dummy Lula, de intercepto, produz no modelo de reação fiscal. A dummy Lula de intercepto,  $\beta_5 = 1,937$  apresenta sinal contrário e é, em módulo, superior a  $\alpha = -0,576$ . Mesmo considerando os erros-padrão relativos aos coeficientes  $\alpha$  e  $\beta_5$ , respectivamente, 0,434 e 0,866, a constante da regra de reação fiscal do governo Lula mantém-se positiva.

Novamente, portanto, a dummy Lula altera a regra de reação fiscal em relação à que vigora no governo FHC. Ao inverter o sinal da constante (em média,  $\alpha + \beta_5 = 1,361$ ), a regra de reação fiscal do governo Lula indica que neste período houve maior preocupação com o nível de superávit primário, independentemente do comportamento da dívida pública. É como se o governo Lula demonstrasse maior interesse no nível de superávit primário em si, colocando-o em um patamar superior, qualquer que seja a trajetória da dívida. Isso indicaria firme compromisso de atingir uma meta de superávit, a despeito de o resultado primário não responder tanto a variações na dívida.

Tal comportamento do governo Lula faz sentido inclusive quando se considera o que aconteceu com a dívida pública a partir de 2004. Com a inauguração de uma fase de declínio da razão dívida/PIB, a configuração da regra de reação fiscal se altera: para manter a razão dívida/PIB em trajetória declinante, a realização de superávits primários

agora não pode depender apenas dessa variável, mas tem que ser buscada como uma meta fixa – do contrário, a partir da queda da razão dívida/PIB observaríamos queda do superávit primário no governo Lula, e não foi isso o que ocorreu. Portanto, pode-se considerar que, apesar de não reagir diretamente a mudanças na dívida, o governo Lula foi até mais inflexível ao buscar a meta de superávit primário do que o governo FHC.

No período 1999-2006, portanto, podemos afirmar que houve preocupação dos dois governos em evitar que a política fiscal impusesse limites à consecução da política monetária, ou seja, em evitar a dominância fiscal.

### 3 CONCLUSÃO

A hipótese de dominância fiscal supõe que uma política monetária contracionista (executada, no período em análise, através de elevações na taxa de juros básica) pode elevar os prêmios de risco – ao aumentar o risco de solvência da dívida pública – e elevar a expectativa de inflação futura – ao criar condições para futura monetização da dívida. O resultado da política monetária é, nesse contexto, o oposto ao pretendido: altas taxas de juros reais convivem com taxas de câmbio depreciadas e níveis mais elevados de inflação.

O trabalho empreendido aponta que não existem evidências empíricas de dominância fiscal no Brasil para o período 1999-2006. As funções resposta ao impulso estimadas indicam que variações na Selic não provocam variações no prêmio de risco e na expectativa de inflação, embora afetem a taxa de câmbio no sentido previsto pela proposição padrão (elevação na Selic induz à apreciação da taxa de câmbio).

Ao se refutar a hipótese de dominância fiscal conclui-se que as condições fiscais no Brasil não seriam causa das elevadas taxas de juros reais de curto prazo. Esse resultado nos leva a crer que a autoridade fiscal importa-se em evitar que a política fiscal imponha limitações à política monetária. Daí a relevância de se investigar como a política fiscal responde aos impactos de uma política monetária contracionista, de modo a permitir que o controle da inflação seja eficaz.

A regra de reação fiscal estimada para o período 1999-2006 indica que o governo ajusta o resultado primário em resposta a mudanças no endividamento público e no nível de atividade econômica, caracterizando a política fiscal como reativa e cíclica. Dessa forma, à elevação na dívida pública (causada, por exemplo, por uma política monetária contracionista) o governo reage com aumento do superávit primário, a fim de garantir a sustentabilidade da razão dívida/PIB ao longo do tempo.

Cabe ressaltar que o ciclo político também interfere na política fiscal, forçando ao déficit o resultado primário em anos de eleições presidenciais.

Outra importante constatação é que a regra de reação fiscal apresenta comportamento diferente quando se comparam o segundo governo FHC (1999-2002) e o primeiro governo Lula (2003-2006). Em ambos adotou-se uma regra de reação fiscal, o que denota comprometimento com o controle das contas públicas. No segundo governo FHC, essa regra determina que o superávit primário responda a mudanças na dívida pública. No governo Lula, por sua vez, o superávit primário apresenta-se menos responsivo a variações na dívida pública. Entretanto, a regra de reação fiscal para esse período indica que se logrou colocar o superávit primário num patamar “fixo” superior, como uma meta que é perseguida a despeito do sucesso em se reduzir a relação dívida/PIB. Não é por que a razão dívida/PIB iniciou trajetória de queda que o governo Lula passaria a ser menos rigoroso com o resultado primário.

Conclui-se, portanto, que no período 1999-2006 os dois governos conduziram a política fiscal de modo a evitar que esta impusesse limites à política monetária, o que significa evitar a situação de dominância fiscal.

## 4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BLANCHARD, Olivier (2004), *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. **NBER Working Paper**. n. 10389.

CARNEIRO, Dionísio Dias; WU, Thomas Yen Hon (2005), Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil. **Instituto de Estudos de Política Econômica - Texto para discussão**. n. 7.

DICKEY, D. A.; Fuller, W. A. (1979), *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. **Journal of the American Statistical Association**. V. 74, p. 427-431.

\_\_\_\_\_. (1981), *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*. **Econometrica**. V. 49, p. 1057-1073.

FAVERO, Carlo A.; GIAVAZZI, Francesco (2004), *Inflation targeting and debt: lessons from Brazil*. **Centre for Economic Policy Research - Discussion paper**. n. 4376.

GIAMBIAGI, Fabio (2002), Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do período 1995-2002. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. V. 32, n. 1.

\_\_\_\_\_. (2006), A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Texto para discussão**. n. 1169.

GONÇALVES, Carlos Eduardo Soares; GUIMARÃES, Bernardo (2006), *Monetary policy and the exchange rate in Brazil*. Mimeo.

GUJARATI, Damodar N. (1995), **Basic Econometrics**. 3rd edition. Londres: McGraw-Hill.

JOHANSEN, S. (1988), *Statistical analysis of cointegration vectors*. **Journal of Economic Dynamics and Control**. V. 12, p. 231-254.

KING, Mervyn (1995), *Commentary: monetary policy implications of greater fiscal discipline*. **Budget Deficits and Debt: Issues and Options - Federal Reserve Bank of Kansas City**. p. 171-183.

MADDALA, G. S. (1992), **Introduction to Econometrics**. 2nd edition. Nova York: MacMillan.

MELLO, Luiz de (2005), *Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil*. **OECD Economics Department Working Papers**. n. 423.

PASTORE, Affonso Celso; PINOTTI, Maria Cristina (2005), As condições macroeconômicas: política fiscal e balanço de pagamentos. **INAE – Instituto Nacional de Altos Estudos - Estudos e Pesquisas**. n. 95.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P (1988), *Testing for unit root in time series regression*. **Biometrika**. V. 75, p. 335-346.

SARGENT, Thomas; WALLACE, Neil (1981), *Some unpleasant monetarist arithmetic*. **Quarterly Review - Federal Reserve Bank of Minneapolis**.

TAYLOR, John B. (1995), *Monetary policy implications of greater fiscal discipline*. **Budget Deficits and Debt Issues and Options - Federal Reserve Bank of Kansas City**.

WOODFORD, Michael (2001), *Fiscal requirements for price stability*. **NBER Working Paper**. n. 8072.



## 5 APÊNDICE

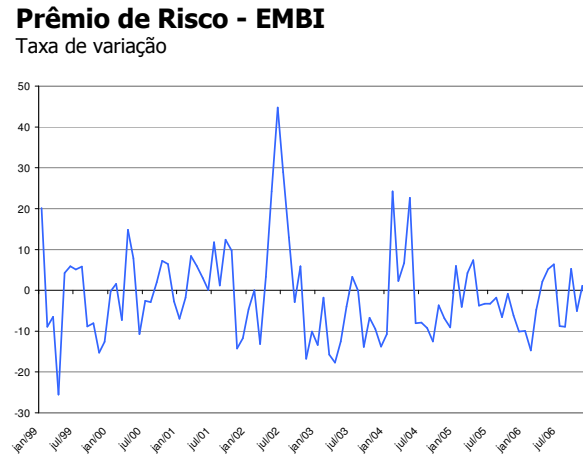
### 5.1 Descrição dos dados

A amostra é composta por observações de 1999 a 2006 (para as variáveis consideradas na regra de reação fiscal, 1995-2006). A periodicidade dos dados é mensal.

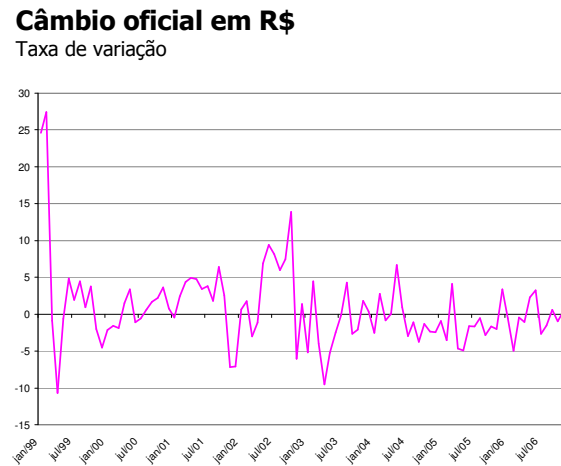
Nome da variável	Sigla	Descrição	Unidade padrão	Fonte
Taxa de juros	SELIC	Selic acumulada no mês anualizada.	% a. a.	BCB
Prêmio de risco	EMBI	Emerging Market Bond Index (EMBI). Calculou-se a sua média mensal.	Índice	JP Morgan
Expectativa de inflação	EXPECT	Expectativa de inflação acumulada nos próximos 12 meses (IPCA – mediana). Calculou-se a média mensal ponderada pelos dias úteis do mês. A série está disponível apenas a partir de novembro de 2001; portanto, para os meses anteriores assumiu-se a hipótese de <i>perfect foresight</i> : admite-se que os agentes acertam, em média, a taxa de inflação que ocorrerá no acumulado de 12 meses.	Variação % mensal do índice	Focus BCB
Taxa de câmbio	CAMBIO	Taxa de câmbio em relação ao dólar americano (venda), em taxas médias mensais.	u.m.c./US\$	BCB
Superávit Primário/PIB	SPPIB	Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP). É o resultado primário do setor público consolidado como proporção do PIB, em fluxo acumulado em 12 meses.	%	BCB
Dívida Pública/PIB	DIVPIB	Dívida líquida do setor público consolidado como proporção do PIB.	%	BCB
Hiato de atividade econômica	ATIVIDADE_HIATO	Produção física industrial. O índice é calculado com base fixa mensal e ajuste sazonal. A partir dessa série calculou-se o produto potencial com o uso do Filtro de Kalman. O hiato de atividade econômica obtém-se pela diferença entre a série do IBGE e o produto potencial.	número índice	IBGE

## 5.2 Estimação do VAR

### 5.2.1 Gráfico da variável Embi em termos de taxa de variação



### 5.2.2 Gráfico da variável Câmbio em termos de taxa de variação



### 5.2.3 Critérios para seleção da ordem do VAR (número de lags)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: SELIC EMBI\_VAR EXPECT CAMBIO\_VAR

Exogenous variables: C

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1104.200	NA	124991.9	23.08751	23.19436	23.13070
1	-859.5353	463.8444	1066.908	18.32365	18.85789	18.53960
2	-802.2577	103.8155	452.3261	17.46370	18.42533*	17.85241
3	-783.6274	32.21498	430.1316	17.40890	18.79793	17.97037
4	-736.8036	77.06413	228.2238	16.76674	18.58316	17.50097*
5	-713.4616	36.47184	198.5456	16.61378	18.85759	17.52077
6	-696.8384	24.58848	200.0169	16.60080	19.27200	17.68054
7	-677.0520	27.61856	190.2285	16.52192	19.62050	17.77442
8	-652.3329	32.44383*	164.9217*	16.34027	19.86625	17.76553
9	-638.3419	17.19723	181.0057	16.38212	20.33549	17.98014
10	-619.5687	21.51099	182.5025	16.32435*	20.70511	18.09512

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

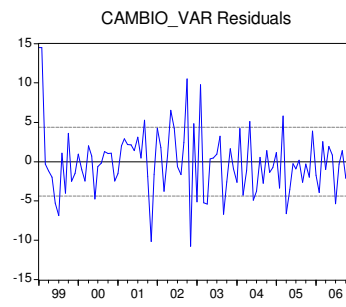
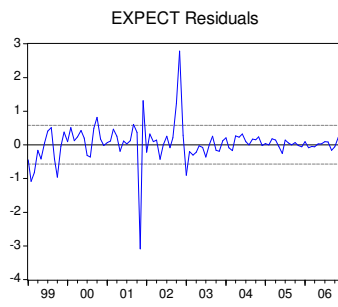
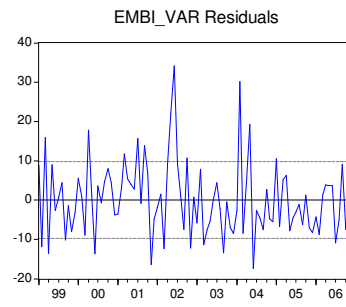
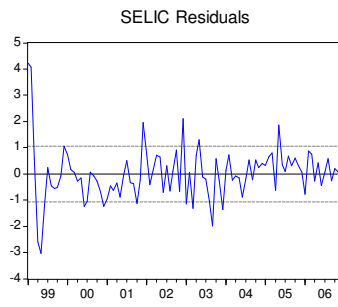
SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

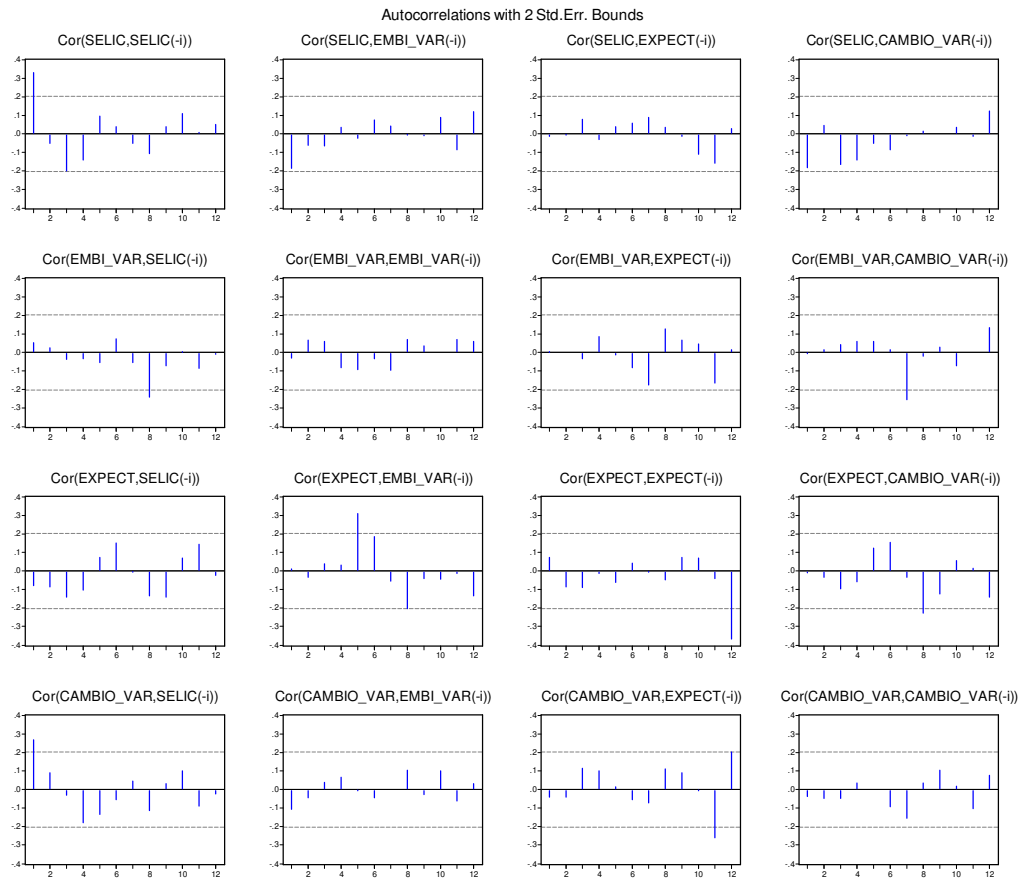
## 5.2.4 Estimação das regressões do VAR(2) sem constante

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	SELIC	EMBI_VAR	EXPECT	CAMBIO_VAR
SELIC(-1)	1.329864 (0.08420) [ 15.7946]	-0.415559 (0.77136) [-0.53873]	-0.013789 (0.04582) [-0.30096]	-1.119910 (0.34497) [-3.24640]
SELIC(-2)	-0.421298 (0.07265) [-5.79891]	0.529357 (0.66558) [ 0.79533]	0.027361 (0.03954) [ 0.69207]	1.105535 (0.29766) [ 3.71404]
EMBI_VAR(-1)	-0.019664 (0.01328) [-1.48123]	0.508422 (0.12162) [ 4.18044]	0.001893 (0.00722) [ 0.26204]	0.091009 (0.05439) [ 1.67324]
EMBI_VAR(-2)	0.022751 (0.01334) [ 1.70543]	0.065988 (0.12221) [ 0.53994]	-0.001361 (0.00726) [-0.18748]	0.051378 (0.05466) [ 0.94002]
EXPECT(-1)	0.445467 (0.17139) [ 2.59915]	0.166039 (1.57016) [ 0.10575]	1.445365 (0.09327) [ 15.4971]	0.805004 (0.70221) [ 1.14638]
EXPECT(-2)	-0.182386 (0.19039) [-0.95798]	-0.582588 (1.74419) [-0.33402]	-0.500016 (0.10360) [-4.82619]	-0.679607 (0.78004) [-0.87124]
CAMBIO_VAR(-1)	0.178482 (0.02828) [ 6.31122]	-0.327139 (0.25908) [-1.26268]	0.007341 (0.01539) [ 0.47703]	0.391147 (0.11587) [ 3.37579]
CAMBIO_VAR(-2)	-0.138892 (0.03018) [-4.60230]	-0.276899 (0.27648) [-1.00152]	0.014330 (0.01642) [ 0.87257]	-0.108025 (0.12365) [-0.87365]
R-squared	0.955981	0.276661	0.894807	0.404966
Adj. R-squared	0.952479	0.219123	0.886439	0.357634
Sum sq. resids	99.97554	8390.945	29.60604	1678.261
S.E. equation	1.065873	9.764817	0.580028	4.367052
F-statistic	273.0186	4.808300	106.9369	8.555813
Log likelihood	-138.1658	-350.8050	-79.75235	-273.5540
Akaike AIC	3.045121	7.475104	1.828174	5.865709
Schwarz SC	3.258817	7.688800	2.041870	6.079405
Mean dependent	19.30542	-1.235025	6.358794	0.741392
S.D. dependent	4.889498	11.05027	1.721215	5.448752
Determinant Residual Covariance	359.4400			
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-827.3307			
Akaike Information Criteria	17.90272			
Schwarz Criteria	18.75751			

## 5.2.5 Gráfico dos resíduos do VAR(2)



## 5.2.6 Autocorrelação residual (Correlogramas)



## 5.2.7 Teste LM para autocorrelação dos resíduos

H0: no serial correlation at lag order h

Lags	LM-Stat	Prob
1	82.87387	0.0000
2	24.33881	0.0824
3	15.72392	0.4724
4	19.49157	0.2440
5	26.45584	0.0479
6	15.13870	0.5145
7	17.49027	0.3546
8	18.58113	0.2910
9	9.487877	0.8920
10	8.165760	0.9438
11	14.43408	0.5664
12	28.13296	0.0305

Probs from chi-square with 16 df.

## 5.2.8 Normalidade dos resíduos

H0: residuals are multivariate normal

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.874963	12.24897	1	0.0005
2	0.840523	11.30367	1	0.0008
3	-0.302347	1.462619	1	0.2265
4	0.292392	1.367887	1	0.2422
Joint		26.38314	4	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.593313	51.64760	1	0.0000
2	3.828293	2.744279	1	0.0976
3	14.87905	564.4471	1	0.0000
4	3.362926	0.526862	1	0.4679
Joint		619.3658	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	63.89656	2	0.0000
2	14.04795	2	0.0009
3	565.9097	2	0.0000
4	1.894749	2	0.3878
Joint	645.7490	8	0.0000

## 5.2.9 Teste de Causalidade de Granger bivariado

lags	Ho: variável não Granger-causa Selic			Ho: variável não Granger-causa EMBI-var			Ho: variável não Granger-causa Expectativa			Ho: variável não Granger-causa Câmbio_var		
	EMBI-var	Expect	Câmbio-var	Selic	Expect	Câmbio-var	Selic	EMBI-var	Câmbio-var	Selic	EMBI-var	Expect
1	0,085 *	0,001 ***	0,000 ***	0,185	0,112	0,022 **	0,091	0,218	0,124	0,856	0,001 ***	0,842
2	0,062 *	0,006 ***	0,000 ***	0,060 *	0,245	0,045 **	0,974	0,869	0,197	0,000 ***	0,014 **	0,292
3	0,550	0,000 ***	0,003 ***	0,119	0,402	0,116	0,994	0,529	0,333	0,000 ***	0,019 **	0,476
4	0,203	0,004 ***	0,010 ***	0,093 *	0,574	0,112	0,995	0,363	0,316	0,000 ***	0,003 ***	0,341
5	0,066 **	0,002 ***	0,005 ***	0,123	0,717	0,191	0,989	0,088 *	0,062 *	0,000 ***	0,000 ***	0,427
6	0,101	0,008 ***	0,003 ***	0,332	0,767	0,481	0,997	0,110	0,042 **	0,000 ***	0,000 ***	0,541
7	0,132	0,013 **	0,000 ***	0,238	0,873	0,323	0,999	0,175	0,078 *	0,000 ***	0,001 ***	0,630
8	0,051 *	0,023 **	0,000 ***	0,179	0,883	0,425	0,967	0,198	0,069 *	0,000 ***	0,001 ***	0,730

(\*) Rejeição a 10%

(\*\*) Rejeição a 5%

(\*\*\*) Rejeição a 1%

## 5.2.10 Teste de Causalidade de Granger multivariado – VAR(2)

Dependent variable: SELIC			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
EMBI_VAR	3.922913	2	0.1407
EXPECT	22.07785	2	0.0000
CAMBIO_VAR	53.01780	2	0.0000
All	94.52892	6	0.0000

Dependent variable: EMBI_VAR			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SELIC	1.304153	2	0.5210
EXPECT	0.413791	2	0.8131
CAMBIO_VAR	3.085989	2	0.2137
All	8.477186	6	0.2052

Dependent variable: EXPECT			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SELIC	2.227226	2	0.3284
EMBI_VAR	0.081349	2	0.9601
CAMBIO_VAR	1.153342	2	0.5618
All	4.771569	6	0.5734

Dependent variable: CAMBIO_VAR			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
SELIC	15.17566	2	0.0005
EMBI_VAR	5.128418	2	0.0770
EXPECT	1.583831	2	0.4530
All	29.77409	6	0.0000

## 5.3 Regra de Reação Fiscal

## 5.3.1 Estimação da regressão 1995-1998

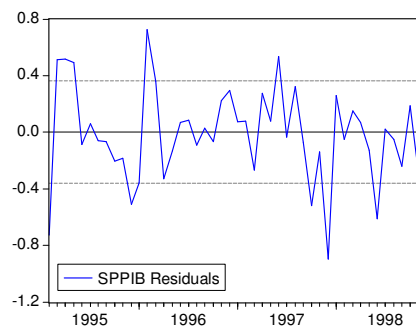
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.694136	1.668671	-1.015261	0.3158
SPPIB(-1)	0.908238	0.043567	20.84689	0.0000
DIVPIB(-1)	0.053724	0.055734	0.963934	0.3406
ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.026751	0.020043	1.334705	0.1892
D_ELEICAOPRES	-0.179912	0.253680	-0.709207	0.4821
R-squared	0.955841	Mean dependent var		0.377021
Adjusted R-squared	0.951635	S.D. dependent var		1.644417
S.E. of regression	0.361641	Akaike info criterion		0.903959
Sum squared resid	5.492940	Schwarz criterion		1.100783
Log likelihood	-16.24304	F-statistic		227.2751
Durbin-Watson stat	1.780350	Prob(F-statistic)		0.000000



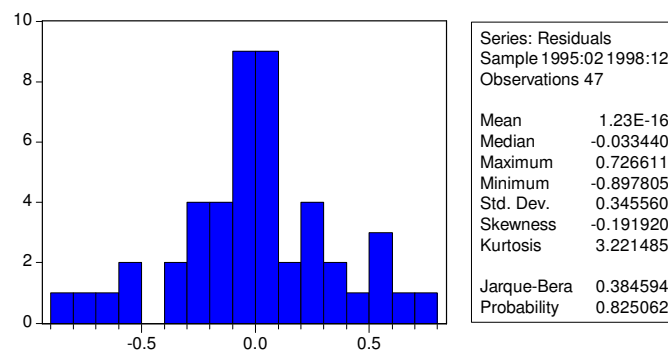
### 5.3.2 Função de autocorrelação dos resíduos da regressão 1995-1998

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.021	0.021	0.0215	0.883
. .	. .	2	0.011	0.011	0.0279	0.986
** .	** .	3	-0.196	-0.196	2.0317	0.566
* .	* .	4	-0.076	-0.071	2.3429	0.673
. .	. .	5	-0.022	-0.015	2.3691	0.796
* .	* .	6	-0.107	-0.149	3.0101	0.808
. .	. .	7	0.000	-0.029	3.0101	0.884
* .	* .	8	-0.072	-0.089	3.3176	0.913
. .	. .	9	0.184	0.139	5.3710	0.801
. .	. .	10	0.043	0.017	5.4848	0.857
. .	. .	11	0.182	0.156	7.6052	0.748
*** .	*** .	12	-0.398	-0.407	18.024	0.115
** .	* .	13	-0.192	-0.175	20.530	0.083
. .	. .	14	0.007	0.082	20.534	0.114
. .	. .	15	0.029	-0.056	20.595	0.150
. .	. .	16	0.079	-0.045	21.058	0.176
* .	* .	17	-0.104	-0.101	21.887	0.189
. .	. .	18	0.078	-0.043	22.364	0.216
. .	. .	19	-0.054	-0.115	22.606	0.255
. .	. .	20	0.033	-0.130	22.699	0.304

### 5.3.3 Gráfico dos resíduos da regressão 1995-1998



### 5.3.4 Teste de normalidade dos resíduos da regressão 1995-1998



## 5.3.5 Teste LM para autocorrelação dos resíduos da regressão 1995-1998

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.004297	1.765834	0.568738	0.5738
SPIB(-1)	-0.004370	0.036606	-0.119385	0.9058
DIVPIB(-1)	-0.032305	0.059180	-0.545875	0.5892
ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.006528	0.018005	0.362570	0.7195
D_ELEICAOPRES	-0.036679	0.349408	-0.104976	0.9171
RESID(-1)	0.024183	0.184863	0.130817	0.8968
RESID(-2)	-0.069989	0.179717	-0.389441	0.6997
RESID(-3)	-0.213806	0.190319	-1.123405	0.2702
RESID(-4)	-0.196056	0.195153	-1.004628	0.3231
RESID(-5)	-0.086760	0.185713	-0.467171	0.6438
RESID(-6)	-0.241863	0.187393	-1.290673	0.2067
RESID(-7)	-0.074570	0.183481	-0.406415	0.6873
RESID(-8)	-0.162662	0.181987	-0.893809	0.3785
RESID(-9)	-0.006721	0.191696	-0.035059	0.9723
RESID(-10)	-0.094183	0.189285	-0.497576	0.6224
RESID(-11)	0.162276	0.182582	0.888785	0.3812
RESID(-12)	-0.584111	0.211278	-2.764657	0.0097
R-squared	0.352700	Mean dependent var	1.23E-16	
Adjusted R-squared	0.007473	S.D. dependent var	0.345560	
S.E. of regression	0.344266	Akaike info criterion	0.979652	
Sum squared resid	3.555581	Schwarz criterion	1.648854	
Log likelihood	-6.021826	F-statistic	1.021647	
Durbin-Watson stat	2.060389	Prob(F-statistic)	0.462904	

## 5.3.6 Teste de White para heterocedasticidade da regressão 1995-1998

White Heteroskedasticity Test:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	54.05526	10.22934	5.284333	0.0000
SPIB(-1)	-1.811933	1.002262	-1.807844	0.0798
SPIB(-1)^2	0.010257	0.012105	0.847369	0.4029
SPIB(-1)*DIVPIB(-1)	0.061978	0.033162	1.868963	0.0705
SPIB(-1)*ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.006728	0.005593	1.202929	0.2376
SPIB(-1)*D_ELEICAOPRES	-0.075375	0.240584	-0.313300	0.7560
DIVPIB(-1)	-3.675549	0.686388	-5.354914	0.0000
DIVPIB(-1)^2	0.062521	0.011617	5.381725	0.0000
DIVPIB(-1)*ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.009759	0.012580	0.775767	0.4434
DIVPIB(-1)*D_ELEICAOPRES	-0.591270	0.134469	-4.397081	0.0001
ATIVIDADE_HIATO(-1)	-0.293521	0.376313	-0.779990	0.4410
ATIVIDADE_HIATO(-1)^2	-0.000613	0.003514	-0.174368	0.8626
ATIVIDADE_HIATO(-1)*D_ELEICAOPRES	0.097045	0.058526	1.658147	0.1068
D_ELEICAOPRES	18.84416	4.259985	4.423528	0.0001
R-squared	0.436284	Mean dependent var	0.116871	
Adjusted R-squared	0.214214	S.D. dependent var	0.176075	
S.E. of regression	0.156081	Akaike info criterion	-0.634775	
Sum squared resid	0.803925	Schwarz criterion	-0.083667	
Log likelihood	28.91721	F-statistic	1.964624	
Durbin-Watson stat	2.261490	Prob(F-statistic)	0.058288	

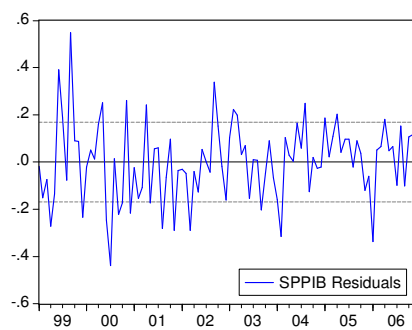
## 5.3.7 Estimação da regressão 1999-2006

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.197469	0.255976	0.771436	0.4424
SPPIB(-1)	0.908653	0.021363	42.53495	0.0000
DIVPIB(-1)	0.003664	0.005308	0.690330	0.4917
ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.007600	0.006777	1.121400	0.2651
D_ELEICAOPRES	-0.055333	0.035993	-1.537317	0.1277
R-squared	0.966690	Mean dependent var		3.509479
Adjusted R-squared	0.965226	S.D. dependent var		0.908366
S.E. of regression	0.169391	Akaike info criterion		-0.662538
Sum squared resid	2.611087	Schwarz criterion		-0.528978
Log likelihood	36.80182	F-statistic		660.2264
Durbin-Watson stat	1.852208	Prob(F-statistic)		0.000000

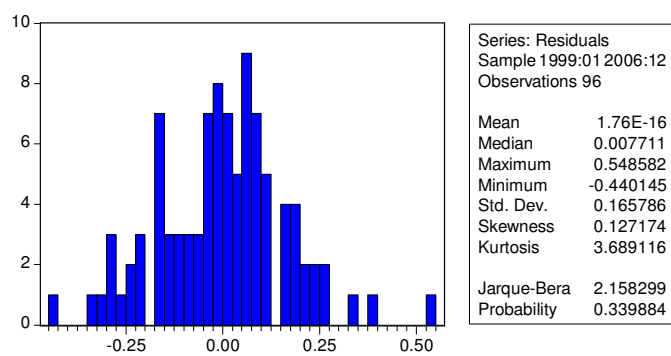
## 5.3.8 Função de autocorrelação dos resíduos da regressão 1999-2006

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *	.  *	1 0.074	0.074	0.5387	0.463
.  .	.  .	2 0.014	0.009	0.5597	0.756
.  *	.  *	3 0.106	0.105	1.6976	0.637
. *  .	. *  .	4 -0.130	-0.147	3.4129	0.491
.  .	.  .	5 -0.027	-0.007	3.4872	0.625
.  .	.  .	6 0.005	-0.002	3.4897	0.745
.  .	.  .	7 0.018	0.050	3.5228	0.833
.  *	.  *	8 0.151	0.135	5.9527	0.653
. *  .	. *  .	9 -0.126	-0.165	7.6800	0.567
. *  .	. *  .	10 -0.116	-0.108	9.1408	0.519
.  .	.  .	11 -0.040	-0.047	9.3163	0.593
**  .	. *  .	12 -0.251	-0.184	16.394	0.174
.  .	.  .	13 -0.048	-0.016	16.661	0.215
.  *	.  *	14 0.174	0.176	20.124	0.126
. *  .	. *  .	15 -0.069	-0.082	20.685	0.147
.  .	. *  .	16 -0.041	-0.112	20.884	0.183
.  *	.  *	17 0.098	0.119	22.028	0.184
. *  .	.  .	18 -0.061	-0.014	22.479	0.211
.  .	.  .	19 -0.003	-0.002	22.480	0.261
.  .	.  .	20 -0.005	0.013	22.483	0.315
.  *	.  .	21 0.069	0.031	23.078	0.340
.  *	.  *	22 0.192	0.093	27.776	0.183
.  .	.  *	23 0.043	0.077	28.014	0.215
.  .	. *  .	24 -0.056	-0.127	28.424	0.243
.  .	. *  .	25 0.014	-0.061	28.449	0.288
. *  .	.  .	26 -0.166	-0.052	32.171	0.188
.  .	.  .	27 -0.013	0.026	32.193	0.225
.  *	.  .	28 0.073	0.017	32.925	0.239
.  .	.  .	29 0.002	0.060	32.925	0.281
.  .	. *  .	30 -0.013	-0.092	32.949	0.325
.  .	. *  .	31 -0.022	-0.061	33.020	0.369
. *  .	.  .	32 -0.120	-0.029	35.147	0.321
.  .	.  .	33 -0.053	0.027	35.568	0.348
. *  .	.  .	34 -0.085	-0.014	36.667	0.346
.  .	.  .	35 0.044	0.052	36.969	0.378
.  *	.  *	36 0.192	0.092	42.771	0.203

## 5.3.9 Gráfico dos resíduos da regressão 1999-2006



## 5.3.10 Teste de normalidade dos resíduos da regressão 1999-2006



## 5.3.11 Teste LM para autocorrelação dos resíduos da regressão 1999-2006

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.063094	0.317697	0.198599	0.8431
SPIB(-1)	0.006678	0.026043	0.256415	0.7983
DIVPIB(-1)	-0.001830	0.007408	-0.246980	0.8056
ATIVIDADE_HIATO(-1)	-0.002439	0.009924	-0.245727	0.8065
D_ELEICAOPRES	-0.003958	0.043130	-0.091782	0.9271
RESID(-1)	0.061190	0.114216	0.535735	0.5936
RESID(-2)	-0.006360	0.113354	-0.056106	0.9554
RESID(-3)	0.098942	0.113298	0.873289	0.3852
RESID(-4)	-0.115089	0.114310	-1.006815	0.3171
RESID(-5)	-0.051051	0.117832	-0.433254	0.6660
RESID(-6)	-0.020433	0.117980	-0.173194	0.8629
RESID(-7)	0.022788	0.119359	0.190919	0.8491
RESID(-8)	0.121678	0.117720	1.033622	0.3045
RESID(-9)	-0.133123	0.116096	-1.146663	0.2550
RESID(-10)	-0.107595	0.113493	-0.948027	0.3460
RESID(-11)	-0.037441	0.114825	-0.326074	0.7452
RESID(-12)	-0.207730	0.118037	-1.759869	0.0823
R-squared	0.132807	Mean dependent var	1.76E-16	
Adjusted R-squared	-0.042827	S.D. dependent var	0.165786	
S.E. of regression	0.169299	Akaike info criterion	-0.555032	
Sum squared resid	2.264316	Schwarz criterion	-0.100929	
Log likelihood	43.64153	F-statistic	0.756159	
Durbin-Watson stat	2.009182	Prob(F-statistic)	0.728337	

## 5.3.12 Teste de White para heterocedasticidade da regressão 1999-2006

White Heteroskedasticity Test:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.485670	0.979946	-1.516074	0.1333
SPIB(-1)	-0.258937	0.169070	-1.531538	0.1295
SPIB(-1)^2	-0.003929	0.007222	-0.544070	0.5879
SPIB(-1)*DIVPIB(-1)	0.005639	0.003028	1.862332	0.0661
SPIB(-1)*ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.001308	0.004039	0.323696	0.7470
SPIB(-1)*D_ELEICAOPRES	0.052767	0.027147	1.943709	0.0554
DIVPIB(-1)	0.084379	0.042312	1.994222	0.0495
DIVPIB(-1)^2	-0.001092	0.000479	-2.279765	0.0252
DIVPIB(-1)*ATIVIDADE_HIATO(-1)	-0.002453	0.000882	-2.780879	0.0067
DIVPIB(-1)*D_ELEICAOPRES	0.008259	0.003751	2.202011	0.0305
ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.112446	0.045745	2.458102	0.0161
ATIVIDADE_HIATO(-1)^2	-0.001955	0.000589	-3.320738	0.0013
ATIVIDADE_HIATO(-1)*D_ELEICAOPRES	0.007232	0.004671	1.548403	0.1254
D_ELEICAOPRES	-0.584510	0.251167	-2.327173	0.0224
R-squared	0.175009	Mean dependent var	0.027199	
Adjusted R-squared	0.044218	S.D. dependent var	0.044836	
S.E. of regression	0.043834	Akaike info criterion	-3.282790	
Sum squared resid	0.157554	Schwarz criterion	-2.908823	
Log likelihood	171.5739	F-statistic	1.338081	
Durbin-Watson stat	2.396807	Prob(F-statistic)	0.208541	

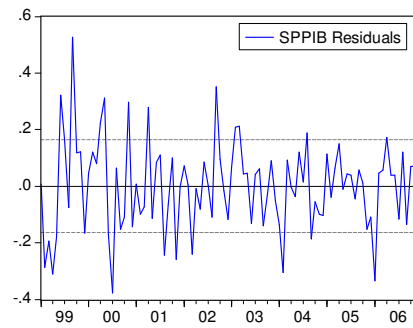
## 5.3.13 Estimação da regressão 1999-2006 com dummy Lula

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.576887	0.434030	-1.329140	0.1872
SPIB(-1)	0.845105	0.040310	20.96531	0.0000
DIVPIB(-1)	0.023740	0.010707	2.217165	0.0292
ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.013722	0.007183	1.910510	0.0593
D_ELEICAOPRES	-0.125750	0.050608	-2.484771	0.0148
D_LULA	1.937280	0.866760	2.235083	0.0279
D_LULA*DIVPIB(-1)	-0.037923	0.017723	-2.139745	0.0351
R-squared	0.969569	Mean dependent var		3.509479
Adjusted R-squared	0.967518	S.D. dependent var		0.908366
S.E. of regression	0.163713	Akaike info criterion		-0.711279
Sum squared resid	2.385380	Schwarz criterion		-0.524296
Log likelihood	41.14141	F-statistic		472.6130
Durbin-Watson stat	1.882618	Prob(F-statistic)		0.000000

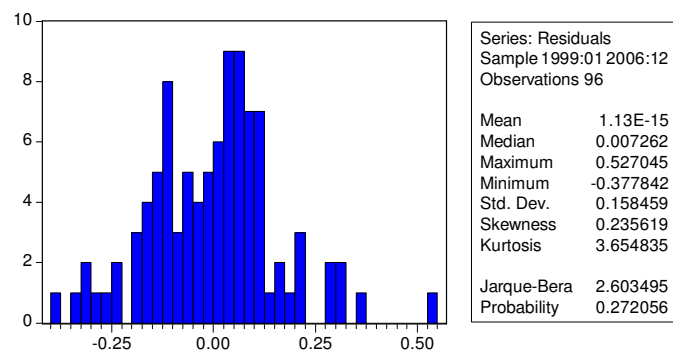
## 5.3.14 Função de autocorrelação dos resíduos da regressão 1999-2006 com dummy Lula

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.058	0.058	0.3302	0.566
. .	. .	2 -0.022	-0.026	0.3809	0.827
. .	. .	3 0.052	0.055	0.6586	0.883
** .	** .	4 -0.208	-0.217	5.1017	0.277
* .	. .	5 -0.060	-0.031	5.4761	0.361
. .	. .	6 -0.036	-0.049	5.6142	0.468
. .	. .	7 -0.023	0.005	5.6708	0.579
. * .	. * .	8 0.151	0.117	8.1189	0.422
* .	* .	9 -0.121	-0.164	9.7043	0.375
* .	* .	10 -0.115	-0.113	11.154	0.346
. .	* .	11 -0.035	-0.061	11.290	0.419
** .	** .	12 -0.244	-0.196	17.932	0.118
. .	* .	13 -0.054	-0.070	18.265	0.148
. * .	. * .	14 0.191	0.155	22.449	0.070
* .	* .	15 -0.063	-0.122	22.910	0.086
. .	* .	16 -0.038	-0.162	23.082	0.112
. * .	. * .	17 0.094	0.070	24.128	0.116
* .	* .	18 -0.093	-0.082	25.170	0.120
. .	* .	19 -0.037	-0.088	25.341	0.150
. .	. .	20 -0.029	-0.033	25.446	0.185
. .	. .	21 0.032	-0.011	25.577	0.223
. * .	. .	22 0.190	0.047	30.153	0.115
. .	. .	23 0.018	0.020	30.195	0.144
* .	* .	24 -0.091	-0.175	31.265	0.146
. .	* .	25 0.001	-0.102	31.265	0.180
** .	* .	26 -0.194	-0.100	36.333	0.086
. .	. .	27 -0.017	-0.018	36.372	0.107
. * .	. .	28 0.087	-0.046	37.422	0.110
. .	. .	29 0.014	0.013	37.449	0.135
. .	* .	30 0.027	-0.126	37.552	0.162
. .	* .	31 0.035	-0.079	37.732	0.189
* .	* .	32 -0.085	-0.075	38.791	0.190
. .	. .	33 -0.025	-0.041	38.887	0.222
* .	* .	34 -0.061	-0.075	39.446	0.239
. .	. .	35 0.053	-0.009	39.872	0.262
. ** .	. * .	36 0.229	0.075	48.061	0.086

## 5.3.15 Gráfico dos resíduos da regressão 1999-2006 com dummy Lula



## 5.3.16 Teste de normalidade dos resíduos da regressão 1999-2006 com dummy Lula



### 5.3.17 Teste LM para autocorrelação dos resíduos da regressão 1999-2006 com dummy Lula

#### Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
F-statistic	1.389607			0.189210
Obs*R-squared	17.08911			0.146276
C	0.552876	0.515300	1.072920	0.2867
SPPIB(-1)	0.043841	0.037427	1.171367	0.2451
DIVPIB(-1)	-0.014496	0.012154	-1.192714	0.2366
ATIVIDADE_HIATO(-1)	-0.003958	0.009446	-0.418966	0.6764
D_ELEICAOPRES	0.017066	0.053639	0.318166	0.7512
D_LULA	-1.444877	1.016375	-1.421597	0.1592
D_LULA*DIVPIB(-1)	0.029212	0.020819	1.403114	0.1646
RESID(-1)	-0.005596	0.118732	-0.047135	0.9625
RESID(-2)	-0.085733	0.114726	-0.747288	0.4572
RESID(-3)	0.004643	0.113990	0.040730	0.9676
RESID(-4)	-0.213041	0.112523	-1.893312	0.0621
RESID(-5)	-0.142988	0.119612	-1.195439	0.2356
RESID(-6)	-0.132078	0.118545	-1.114164	0.2687
RESID(-7)	-0.096701	0.120166	-0.804727	0.4235
RESID(-8)	0.046945	0.116226	0.403908	0.6874
RESID(-9)	-0.184513	0.115120	-1.602790	0.1131
RESID(-10)	-0.156079	0.114844	-1.359054	0.1781
RESID(-11)	-0.108049	0.118635	-0.910775	0.3653
RESID(-12)	-0.266550	0.120080	-2.219766	0.0294
R-squared	0.178012	Mean dependent var		1.13E-15
Adjusted R-squared	-0.014142	S.D. dependent var		0.158459
S.E. of regression	0.159576	Akaike info criterion		-0.657308
Sum squared resid	1.960755	Schwarz criterion		-0.149781
Log likelihood	50.55080	F-statistic		0.926405
Durbin-Watson stat	2.070721	Prob(F-statistic)		0.550330



### 5.3.18 Teste de White para heterocedasticidade da regressão 1999-2006 com dummy Lula

White Heteroskedasticity Test:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.560514	3.548915	-1.285045	0.2028
SPPIB(-1)	-0.409157	0.303333	-1.348872	0.1815
SPPIB(-1)^2	-0.011403	0.027456	-0.415307	0.6791
SPPIB(-1)*DIVPIB(-1)	0.009544	0.006145	1.553215	0.1247
SPPIB(-1)*ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.004385	0.006785	0.646242	0.5201
SPPIB(-1)*D_ELEICAOPRES	0.046559	0.063573	0.732374	0.4663
SPPIB(-1)*D_LULA	0.531025	0.555996	0.955089	0.3427
SPPIB(-1)*(D_LULA*DIVPIB(-1))	-0.009668	0.010937	-0.883996	0.3796
DIVPIB(-1)	0.221058	0.170502	1.296514	0.1989
DIVPIB(-1)^2	-0.002622	0.002029	-1.292286	0.2003
DIVPIB(-1)*ATIVIDADE_HIATO(-1)	-0.002704	0.001950	-1.386841	0.1697
DIVPIB(-1)*D_ELEICAOPRES	0.020690	0.028196	0.733784	0.4654
DIVPIB(-1)*D_LULA	-0.097120	0.206430	-0.470477	0.6394
DIVPIB(-1)*(D_LULA*DIVPIB(-1))	0.001415	0.002226	0.635996	0.5268
ATIVIDADE_HIATO(-1)	0.113988	0.090584	1.258363	0.2123
ATIVIDADE_HIATO(-1)^2	-0.001553	0.000715	-2.172105	0.0331
ATIVIDADE_HIATO(-1)*D_ELEICAOPRES	0.003792	0.007871	0.481752	0.6314
ATIVIDADE_HIATO(-1)*D_LULA	-0.057086	0.096984	-0.588617	0.5579
ATIVIDADE_HIATO(-1)*(D_LULA*DIVPIB(-1))	0.001160	0.002065	0.561878	0.5759
D_ELEICAOPRES	-1.192174	1.211486	-0.984059	0.3283
D_ELEICAOPRES*D_LULA	1.432733	1.519446	0.942931	0.3488
D_ELEICAOPRES*(D_LULA*DIVPIB(-1))	-0.029376	0.030847	-0.952288	0.3441
D_LULA	1.124521	5.191192	0.216621	0.8291
R-squared	0.259217	Mean dependent var	0.024848	
Adjusted R-squared	0.035967	S.D. dependent var	0.040699	
S.E. of regression	0.039960	Akaike info criterion	-3.396601	
Sum squared resid	0.116566	Schwarz criterion	-2.782226	
Log likelihood	186.0368	F-statistic	1.161107	
Durbin-Watson stat	2.420951	Prob(F-statistic)	0.308865	