

# Análise Econômica

CAPITAL HUMANO NOS MUNICÍPIOS PARANAENSES

LUCIANO NAKABASHI E EVÂNIO FELIPE

CÂMBIO, INFLAÇÃO, JUROS E RESERVAS NA TRANSIÇÃO  
DE REGIMES CAMBIAIS: UMA INVESTIGAÇÃO  
ECONOMÉTRICA PARA O BRASIL

FLÁVIO VILELA VIEIRA E CARLOS DE ALMEIDA CARDOSO

INTEGRAÇÃO ECONÔMICA E POLÍTICAS DE  
DESENVOLVIMENTO: EXPERIÊNCIAS E PERSPECTIVAS  
PARA A AMÉRICA LATINA

RICARDO DATHEIN

MERCADO IMOBILIÁRIO E A IMPORTÂNCIA DAS  
CARACTERÍSTICAS LOCAIS: UMA ANÁLISE QUANTÍLICO-  
ESPACIAL DE PREÇOS HEDÔNICOS EM BELO HORIZONTE

BERNARDO FURTADO

ANÁLISE DA DINÂMICA DA PRODUTIVIDADE DO  
TRABALHO ENTRE SETORES E ESTADOS BRASILEIROS NA  
DÉCADA DE 90

ADELAR FOCHIZATTO E VALTER JOSÉ STULP

TEORIA ECONÔMICA DO SUICÍDIO: ESTUDO EMPÍRICO  
PARA O BRASIL

CLAUDIO DJISSEY SHIKIDA, ARI FRANCISCO ARAUJO JR E RAFAEL  
ALMEIDA VILHENA GAZZI

ÍNDICE RELATIVO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E  
SOCIAL DOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO SUDOESTE  
PARANAENSE

CARMEM OZANA MELO

DESEMPENHO COMERCIAL DA INDÚSTRIA DE  
MÁQUINAS E IMPLEMENTOS AGRÍCOLAS NO BRASIL

CARLOS ALBERTO CINQUETTI

COMPETITIVIDADE DAS EXPORTAÇÕES MUNDIAIS DE  
PLANTAS VIVAS E PRODUTOS DE FLORICULTURA

ETEVALDO ALMEIDA, PATRICIA SALES LIMA, LUCIA MARIA  
SILVA, RUBEN DARIO MAYORGA E FRANCISCO DE LIMA

UMA AVALIAÇÃO DA EFICÁCIA DO FNE, NO PERÍODO  
1995-2000

ALEXANDRE MANOEL ANGELO DA SILVA E GUILHERME RESENDE

ANO **25**

Nº **47**

Setembro, 2007

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

Reitor: Prof. José Carlos Ferraz Hennemann  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
Diretor: Prof. Gentil Corazza

CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISAS ECONÔMICAS

Diretor: Prof. Lovoio de Andrade Miguel  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
Chefe: Prof. Eduardo Ernesto Filippi  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ATUARIAIS

Chefe: Prof. Ceno Odilo Kops  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
Coordenador: Prof. Marcelo S. Portugal  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO RURAL

Coordenador: Prof. Paulo Dabdab Waquil  
CONSELHO EDITORIAL: André Moreira Cunha (UFRGS), Carlos G. A. Mielitz Netto (UFRGS), Carlos Henrique Horn (UFRGS), Eduardo A. Maldonado Filho (UFRGS), Eleutério F. S. Prado (USP), Eugênio Lagemann (UFRGS), Fernando Cardim de Carvalho (UFRJ), Fernando Ferrari Filho (UFRGS), Fernando de Holanda Barbosa (FGV/RJ), Flávio Augusto Ziegelman (UFRGS), Flávio Vasconcellos Comim (UFRGS), Gentil Corazza (UFRGS), Giacomo Balbinotto Netto (UFRGS), Gustavo Franco (PUC/RJ), Hélio Henkin (UFRGS), Jan A. Kregel (University of Missouri at Kansas City), João Rogério Sanson (UFSC), Joaquim Pinto de Andrade (UnB), Júlio César Oliveira (UFRGS), Luiz Estrella Faria (UFRGS), Luis Paulo Ferreira Nogueról (UFRGS), Marcelo S. Portugal (UFRGS), Maria Alice Lahorgue (UFRGS), Octávio Augusto Camargo Conceição (UFRGS), Paul Davidson (Journal of Post Keynesian Economics), Paulo D. Waquil (UFRGS), Pedro C.

D. Fonseca (UFRGS), Philip Arestis (University of Cambridge), Ricardo Dathein (UFRGS), Ronald Otto Hillbrecht (UFRGS), Sabino da Silva Porto Jr. (UFRGS), Sérgio M. M. Monteiro (UFRGS), Stefano Florissi (UFRGS) e Werner Baer (University of Illinois at Urbana - Champaign).

COMISSÃO EDITORIAL: Eduardo Augusto Maldonado Filho, Fernando Ferrari Filho, Hélio Henkin, Marcelo Savino Portugal, Paulo Dabdab Waquil, e Sérgio Marley Modesto Monteiro.  
EDITOR: Sérgio Marley Modesto Monteiro  
EDITOR ADJUNTO: Hélio Henkin  
SECRETÁRIO: Emerson Douglas Neves  
REVISÃO DE TEXTOS: Vanete Ricacheski  
EDITORAÇÃO: Núcleo de Editoração e Criação da Gráfica da UFRGS - Janaina Horn  
FUNDADOR: Prof. Antônio Carlos Santos Rosa  
Os materiais publicados na revista *Análise Econômica* são da exclusiva responsabilidade dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos trabalhos, desde que seja citada a fonte. Aceita-se permuta com revistas congêneres. Aceitam-se, também, livros para divulgação, elaboração de resenhas e resenhas. Toda correspondência, material para publicação (vide normas na terceira capa), assinaturas e permutas devem ser dirigidos ao seguinte destinatário:

Prof. Sérgio Marley Modesto Monteiro

REVISTA ANÁLISE ECONÔMICA - Av. João Pessoa, 52

CEP 90040-000 PORTO ALEGRE - RS, BRASIL

Telefones: (051) 3308 3513 / 3308 4164

Fax: (051) 3308 3990

Email: [rae@vortex.ufrgs.br](mailto:rae@vortex.ufrgs.br)

Assinatura revista *Análise Econômica*: R\$50,00

A assinatura anual dá direito a 2 números da revista.

### *Análise Econômica*

Ano 25, nº 47, setembro, 2007 - Porto Alegre  
Faculdade de Ciências Econômicas, UFRGS, 2000

Periodicidade semestral, março e setembro.  
ISSN 0102-9924

1. Teoria Econômica - Desenvolvimento Regional -  
Economia Agrícola - Pesquisa Teórica e Aplicada -  
Periódicos. I. Brasil.  
Faculdade de Ciências Econômicas,  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

CDD 330.05

CDU 33 (81) (05)

# Câmbio, Inflação, Juros e Reservas na Transição de Regimes Cambiais: Uma Investigação Econométrica para o Brasil

Flávio Vilela Vieira\*  
Carlos de Almeida Cardoso\*\*

**Resumo:** O presente trabalho analisa a transição de regimes cambiais no Brasil através da estimação de um modelo VAR e seus instrumentos. A hipótese inicial é de que ocorreram mudanças na interação entre câmbio, juros, inflação e reservas, além de examinar a pertinência do receio da flutuação cambial. Os resultados indicam a ocorrência de mudanças na dinâmica entre tais variáveis ao se transitar de um regime mais rígido para um mais flexível, corroborando a hipótese inicial. Sumarizando os resultados empíricos, pode-se dizer que ao se comparar os dois regimes cambiais há uma similaridade no caráter exógeno da taxa de câmbio, a importância da taxa de juros no combate inflacionário (contenção de demanda) no regime rígido e a resposta da taxa de juros à inflação (metas de inflação) no regime de câmbio flexível. Quanto ao receio da flutuação, os resultados para o Brasil se afastam daqueles encontrados para outros países que vivenciaram a transição de regimes e o problema de credibilidade parece não ser fundamental ao se transitar para um regime cambial mais flexível.

**Palavras-Chave:** Regimes Cambiais, Análise VAR, Brasil.

**Abstract:** The present paper examines the exchange regime transition in Brazil estimating a VAR model and its instruments. The main initial hypothesis is that there were significant changes in the relation among exchange rate, interest rate, inflation and international reserves. It also examines if the fear of floating is justifiable. The empirical findings suggest the occurrence of such changes when switching from a more rigid to a flexible exchange regime, which corroborates our initial hypothesis. Summarizing the empirical results we can argue that when comparing the two exchange rate regimes there is a similarity in terms of exogeneity of the exchange rate, the relevance of the interest rate for inflation stabilization (demand restriction) for the rigid exchange rate regime and how the interest rate responds to inflation (inflation target) in the flexible regime. Regarding the fear of floating the results do not match the others from

\* Prof. Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia, PhD em Economia - University of New Hampshire e Pesquisador do CNPq. Email: flaviovieira@ufu.br ou flavio.vieira@pesquisador.cnpq.br

\*\*Mestre em Economia – IE/UFU. Email: carlos.a.cardoso@caixa.gov.br

the literature for other economies under exchange regime transition and the credibility does not seem to be a problem when such transition to a more flexible regime is adopted.

**Keywords:** Exchange Rate Regimes, VAR Analysis, Brazil.

**JEL Classification:** F31, F41, C22

## Introdução

O significativo aumento da mobilidade de capitais entre as economias no mundo e a recorrência das crises financeiras tem evidenciado a preocupação com os problemas de política econômica em economias abertas, particularmente, quanto à discussão das questões relacionadas à escolha e transição de regimes cambiais – em especial, tratando-se de países de mercados emergentes, dados seus problemas de desequilíbrios macroeconômicos, além das crises financeiras sofridas por estes, onde se distinguem os anos 1990.

Além disso, tem-se observado que muitas economias, em particular as emergentes, têm apresentado divergências entre o que declaram como o regime cambial assumido pelos seus governos e a prática, quando se trata do regime de câmbio flutuante. Ou seja, declaram-se adoções de regimes cambiais de flutuação livre e, no entanto, quando são verificados determinados indicadores macroeconômicos desses países, confirma-se a suspeita de administração de suas taxas de câmbio. Isto tem evidenciado o receio que tais economias apresentam com relação à flutuação livre de suas moedas e originado o debate conhecido como o *fear of floating*.<sup>1</sup>

A transição de um regime cambial mais rígido para um regime mais flexível ocorrida no Brasil a partir de janeiro de 1999 é o objeto de estudo deste trabalho. Para isto, o período total de análise da economia brasileira compreende dois períodos distintos e que se referem a um período de maior rigidez cambial, de julho de 1994 a dezembro de 1998, e um período de flexibilização do câmbio, de janeiro de 1999 a abril de 2006.

A hipótese deste trabalho é que a transição de regime cambial, ou seja, a flexibilização do câmbio no Brasil no início de 1999 está associada a um contexto histórico específico e envolve a alteração da relação entre algumas variáveis macroeconômicas, tais como câmbio, inflação e juros. Pode-se dizer que, apesar da experiência dos países desenvolvidos

<sup>1</sup> Ver Calvo e Reinhart (2002) para uma síntese dos argumentos sobre o chamado Medo da Flutuação.

com a transição de regimes cambiais mais rígidos para regimes mais flexíveis envolver aspectos desfavoráveis como o aumento do grau da volatilidade do câmbio e da inflação, no entanto, ocorrem ganhos em termos de sustentabilidade macroeconômica a médio e longo prazo, num contexto de aumento da mobilidade de capitais entre as economias, e de elevação do grau de integração econômica.

O objetivo geral deste trabalho é verificar a dinâmica de interação das variáveis câmbio, inflação, juros e reservas no período de maior rigidez cambial e no período de flexibilidade cambial, o que permite verificar se houve alteração nesta dinâmica com a transição de regime cambial. Alguns objetivos específicos referem-se à análise das relações entre as variáveis, tais como, câmbio/inflação, câmbio/juros e juros/inflação, nos períodos distintos de rigidez e flexibilidade cambiais. A partir destes resultados tem-se a preocupação de analisar, se é justificável o receio quanto à flutuação do câmbio, para o caso da economia brasileira.

A análise empírica utiliza a metodologia de vetores auto-regressivos (VAR). A justificativa do uso dessa metodologia se dá pelo fato de que os seus instrumentais estatísticos, a análise de decomposição de variância e funções impulso-resposta, permitem o estudo proposto, ou seja, possibilitam a análise da interação dinâmica das variáveis macroeconômicas mencionadas, sem que se assumam *a priori*, endogeneidade de uma ou mais variáveis nos modelos. A análise de decomposição de variância permite verificar qual é a participação relativa de determinada variável na explicação da variância de outra variável do modelo, sendo que as funções impulso-resposta possibilitam verificar a resposta de determinada variável ao longo do tempo, com relação a choques ocorridos em outras variáveis do modelo.<sup>2</sup>

A primeira seção do trabalho procura discutir os aspectos teóricos e as evidências empíricas com relação ao tema *fear of floating*. Na seqüência serão sistematizados os resultados econométricos e a interpretação dos mesmos. Por fim, são apresentadas as considerações finais deste trabalho.

<sup>2</sup> A metodologia VAR é geralmente usada para sistemas de previsão de séries temporais inter-relacionadas e para análise do impacto dinâmico de distúrbios aleatórios no sistema das variáveis. Esta abordagem refere-se a um sistema verdadeiramente simultâneo, em que todas as variáveis são consideradas como endógenas. De acordo com Sims (1980), se há uma verdadeira simultaneidade entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas de maneira igualitária, ou seja, não deve haver qualquer distinção *a priori* entre as variáveis endógenas e exógenas. O procedimento é uma extensão de uma auto-regressão univariada para uma estrutura multivariada, sendo que cada equação no VAR é tão somente uma regressão através de mínimos quadrados ordinários (MQO) de uma variável em valores defasados dela própria e de outras variáveis presentes no modelo. Mas este instrumento, aparentemente simples, produziu um sistemático e coerente meio de se analisar dinâmicas em múltiplas séries temporais (Stock e Watson, 2001). Ver também, Hamilton (1994) e Enders (1995).

# 1 Fear of Floating: Aspectos Teóricos e Evidências

O presente item do trabalho está dividido em duas partes, onde a primeira apresenta os aspectos teóricos principais da literatura do medo de flutuar e seus resultados mais significativos. A segunda parte analisa a questão do repasse das desvalorizações cambiais para a inflação, conhecido como o *pass-through*, devido ao fato desta se constituir em uma preocupação essencial quando da ocorrência da transição de regimes mais rígidos para mais flexíveis.

## 1.1 Fear of Floating: Modelos, Aspectos Teóricos e Resultados Empíricos

A literatura sobre o *fear of floating* tem como um dos referenciais pioneiros o trabalho de Calvo e Reinhart (2002), que procura avaliar as razões econômicas deste receio, através da análise de alguns indicadores macroeconômicos relevantes. Os autores analisam o comportamento de taxas de câmbio, agregados monetários, reservas, taxas de juros e preços de *commodities* entre 154 arranjos cambiais para avaliar se as classificações oficiais destes arranjos cambiais fornecem uma representação adequada da prática efetiva dos países. Os resultados indicam a existência de um caso epidêmico de medo de flutuar, uma vez que, países que dizem permitir a flutuação de suas moedas, na verdade não o fazem, sendo que tal receio é presente mesmo entre alguns países desenvolvidos. A flexibilização cambial, ou seja, o caso dos países que são classificados como tendo flutuação livre ou administrada, assemelha-se mais ao caso dos regimes não críveis, ou seja, os chamados regimes *pegs* em que a taxa de câmbio é fixada.

Frankel (1999) argumenta que a escolha entre distintos regimes cambiais envolve um *tradeoff* entre as vantagens do câmbio fixo e as vantagens do câmbio flutuante, sendo que a dicotomia entre estes é super-simplificada, dado existir um leque com distintos graus de flexibilidade, ao longo do qual é possível enquadrar os diversos arranjos cambiais. Lembrando a hipótese do desaparecimento dos regimes intermediários ou Hipótese do “Meio Perdido”, o autor apresenta a classificação do FMI, de janeiro de 1999 para 185 economias mundiais: 47 como independentemente flutuantes, 45 seguindo regimes rígidos (*pegs*) e 93 com regimes intermediários. Argumenta em relação ao Princípio da Tríade Impossível que, em função da crescente integração financeira mundial, restaria a um país, apenas abrir mão da estabilidade do câmbio ou da independência monetária, mas isto não significa que este não possa abrir mão parcialmente de cada um dos dois objetivos ou mesmo de ambos.

De acordo com Calvo e Reinhart (2002), a falta de credibilidade, característica comum às economias emergentes, é vista como um elemento importante na compreensão do chamado *fear of floating*. A isto associam-se elementos como o receio de grandes variações na taxa de câmbio, alta volatilidade cambial e políticas de juros pró-cíclicas. Para melhor estruturarem a discussão da hipótese de falta de credibilidade com relação à política monetária, os autores desenvolvem uma versão de um modelo monetário convencional, em que, a análise do mesmo sugere que, na prática, os países emergentes têm exibido um viés pró-volatilidade das taxas de juros.

As evidências empíricas associadas ao modelo sob a hipótese de falta de credibilidade indicam: pequena variabilidade do câmbio para os países mais comprometidos com a flutuação, como Estados Unidos e Japão; alta volatilidade das reservas; alta volatilidade dos juros reais e nominais; alto grau de variabilidade dos agregados monetários - o que sugere, em conjunto com a volatilidade de juros reais e nominais, que os países não confiam exclusivamente na intervenção no mercado de câmbio para suavizar flutuações das taxas de câmbio; os preços das *commodities*, que guiam flutuações nos termos de troca, são mais voláteis que a taxa de câmbio.<sup>3</sup> A correlação positiva entre taxas de câmbio e taxas de juros na maioria dos casos, torna plausível a hipótese da falta de credibilidade. Além disso, em 2/3 dos casos, há correlação negativa entre reservas e taxas de câmbio – evidenciando o efeito “*leaning against the wind*”, ou seja, as reservas caindo como resultado de uma depreciação cambial.

Além disso, mesmo em períodos normais, existem outras razões para que os *policy makers* sejam avessos a grandes movimentos nas taxas de câmbio. O fator comum, de falta de credibilidade, presente nos mercados emergentes, apresenta problemas que se manifestam de várias formas: volatilidade de taxas de juros e avaliações de crédito desfavoráveis, além do surgimento de tendência à dolarização, o que limita a ação dos bancos centrais como emprestadores de última instância. As outras razões geralmente referem-se às grandes oscilações do câmbio e a possibilidade de recessões, e que podem estar associados a uma elevação da dívida externa e do serviço da dívida; os ajustes severos na conta corrente; o acesso ao mercado de crédito é reduzido pela instabilidade da moeda; e o *pass-through* dos movimentos do câmbio para inflação é elevado.

<sup>3</sup> Aparentemente a taxa de câmbio não é ajustada aos choques nos termos de troca, pois de fato, na maioria dos casos não existe correlação entre os preços das *commodities* e taxas de câmbio.

Conforme argumentam Calvo e Reinhart (2002), se a falta de credibilidade é um problema sério, deve-se esperar maior volatilidade de taxas de juros e de agregados monetários na maioria dos países emergentes, além de menor volatilidade das taxas de câmbio. O caráter pró-cíclico da política monetária sugere a contração monetária em resposta a choques adversos. Além disso, se tais variáveis são parcialmente guiadas por mudanças na oferta monetária esperada, deve-se esperar uma correlação positiva entre taxas de juros e taxas de câmbio. Desta forma, os autores confrontam tais previsões com os dados mensais de janeiro de 1970 a abril de 1999 para 39 países da África, Ásia, Europa e Hemisfério Ocidental, enfatizando também, as propriedades de séries temporais das reservas internacionais e uma ampla amostra de preços de *commodities*. Se o câmbio for utilizado para acomodar choques de forma anti-cíclica, então os preços das *commodities* em moeda local, seriam relativamente estáveis. Por contraste, se a política de juros é pró-cíclica, como sugerido anteriormente e o câmbio não se ajusta em função de alterações nos termos de troca, então os preços das *commodities* em moeda local serão mais voláteis. Utilizando a classificação dos regimes cambiais do FMI, ou seja, a classificação *peg* (rígido), flexibilidade limitada, flutuação administrada e *float* (flutuação livre), os autores medem a volatilidade das taxas de câmbio, reservas internacionais, taxas de juros e agregados monetários.

Em linhas gerais, os resultados dos dados de janeiro de 1970 a abril de 1999 para os 39 países, evidenciam que a variabilidade nas reservas internacionais, base monetária e taxas de juros é mais alta do que a variância da taxa de câmbio; os preços de *commodities* expressos em moeda doméstica são mais voláteis que o câmbio, e há pouca correlação entre ambos – indicando que o câmbio não absorve choques reais. Tais resultados sugerem que em muitos casos, a estabilização se dá através de intervenções no mercado de câmbio e de operações no mercado aberto, além de sugerir que o *fear of floating* não é restrito a uma região em particular. Além disso, a maior variabilidade das taxas de juros nos mercados emergentes, sugere o problema da falta de credibilidade.

Há que se ressaltar que em um primeiro momento, Calvo e Reinhart (2002) adotam metodologicamente a perspectiva de se fazer uma análise individual das propriedades das séries temporais da variável taxa de juros, e a partir de então desenvolvem uma segunda abordagem onde se passa a analisar a hipótese da falta de credibilidade focalizando a interação ou dinâmica entre taxas de juros e taxas de câmbio. Assim, utilizam uma estimação de vetor auto-regressivo (VAR), não incluindo os casos de *pegs*, devido à variabilidade insuficiente na taxa de câmbio e a preocupação central é com os impactos de alterações do câmbio

sobre juros e reservas. O foco concentra-se em dois conjuntos de resultados: o primeiro tratando as relações temporais, através de testes de exogeneidade e o segundo examinando as relações contemporâneas através de testes entre resíduos.

Na maioria dos casos, a equação da taxa de câmbio tem o pior ajustamento, ao passo que a equação dos juros indica o melhor ajustamento: os dados revelam que em 68% dos casos, as alterações nas taxas de câmbio são positivamente relacionadas às mudanças subsequentes nas taxas de juros, e que em 31% dos casos, os coeficientes são significativos. Na equação das reservas, o sinal negativo e significativo, correspondente à 20% dos casos, evidencia o chamado efeito “*leaning against the wind*”. Com relação às correlações contemporâneas entre os resíduos, os autores concluem que na maioria dos casos, a correlação entre taxa de câmbio e taxa de juros é positiva; a correlação entre reservas e taxa de câmbio é negativa; e a correlação entre taxas de juros e reservas é negativa.

Calvo e Reinhart (2002) consideram que, pós-crise, muitos observadores sugerem que os regimes de câmbio intermediários estão desaparecendo e que os países estão se movendo para soluções extremas (*hard pegs*, como comitês de moedas, dolarização ou uniões monetárias e na outra ponta, para regimes de câmbio de flutuação livre)<sup>4</sup> – conforme apontado por Fischer (2001) que, utilizando dados do FMI e comparando 159 países em 1991 contra 185 países em 1999, demonstra a existência de um movimento crescente em direção aos regimes *pegg* rígidos (de 16% para 24%) e flutuante (de 23% para 42%), enquanto que os regimes intermediários decrescem de 62% para 34%, considerando-se tanto países desenvolvidos quanto países de economias emergentes.

Calvo e Reinhart (2002) argumentam que pelo menos na aparência tal afirmação parece retratar algumas tendências recentes – mas se esse fosse o comportamento, ataques especulativos e crises de moedas seriam relíquias do passado, a partir de novos arranjos de moedas no princípio do novo milênio; o que não tem sido verificado.<sup>5</sup> Os autores demonstram que o quadro é diferente e que a realidade se diferencia de “anúncios de intenções”, não concordando com a afirmação de tendência de desaparecimento dos regimes intermediários, uma vez que, o fenômeno *fear of floating* é amplo, e em particular, vigora nos mercados emergentes. Além disso, argumentam que a intervenção através dos juros ao invés do uso de reservas, num contexto de ocorrência do *fear of floating*, os incentivos para dolarização dos passivos permanecem.

<sup>4</sup> Ver Fischer (2001).

<sup>5</sup> Como exemplo, o caso da Argentina no início de 2002.

Ressaltam ainda que, a política de juros pró-cíclica tem limites ao afetar a economia e o setor financeiro.

De acordo com Willet (2002), a literatura do *fear of floating* frequentemente implica em benefícios líquidos excessivos para o caso de adoção de regimes de taxas fixas e em maiores problemas para o caso da flutuação independente. Para o autor, o *fear of floating* não deve levar necessariamente à adoção de regimes de taxas fixas, uma vez que existem opções factíveis de escolha de regimes de câmbio intermediários.

Com relação à economia brasileira, Souza (2005) apresenta um trabalho procurando verificar até que ponto o Brasil se enquadra no fenômeno geral do *fear of floating* e qual o grau de divergência entre discurso e a realidade do seu regime cambial, ou seja, procura-se identificar o quanto este se aproxima ou se afasta de um regime de flutuação genuína.

Os resultados apontam que a opção pelo regime de câmbio flutuante não fica tão clara quando se analisa comparativamente o caso brasileiro com os de outros países que praticam uma flutuação genuína. Tendo como referencial a construção de indicadores baseados em Calvo e Reinhart (2002), para o período de 1999 a 2002, Souza (2005) conclui que o Brasil exhibe alguns indícios de fazer parte do grupo de países que apresenta *fear of floating*. Comparando com Estados Unidos e Japão, verifica-se uma frequência relativamente elevada do uso das reservas cambiais, das taxas de juros e de outras formas indiretas de intervenção na economia brasileira, de forma a reduzir as depreciações cambiais.

Outros resultados referem-se à volatilidade cambial e aos processos de desalinhamento cambial, que têm sido maiores comparativamente a estes países. Desta forma, há um questionamento, se a principal diferença entre o caso do Brasil e o dos países de referência, seria uma disposição menor das autoridades brasileiras em permitir a flutuação da moeda doméstica ou se seria a magnitude dos choques a que está sujeita a economia brasileira, em função da sua alta dependência de fluxos de capital externo para o equilíbrio do balanço de pagamentos. Os testes com os indicadores de volatilidade relativa sugerem que o regime cambial brasileiro não está muito distante da flutuação genuína.

O trabalho de Souza (2005) evidencia que existem intervalos de tempo relativamente longos em que o comportamento do regime cambial efetivamente aproxima-se da flutuação genuína e outros de tentativas sistemáticas de contenção das variações cambiais. Além disso, observa-se que o afastamento em relação à flutuação genuína ocorre quando a taxa de câmbio mostra uma tendência sistemática ao desalinhamento cambial, e não quando esta varia muito. Desta forma, em função do risco do retorno da inflação e do desmoronamento da

política monetária, as intervenções ocorrem e as autoridades demonstram medo da flutuação cambial. De acordo com Souza (2005), o risco que resulta do desalinhamento cambial não se resume a movimentos de alta da taxa de câmbio, mas também a eventuais processos de apreciação cambial excessiva que possam resultar num grande desequilíbrio nas transações correntes, o que amplia o problema da vulnerabilidade externa da economia brasileira.

Diversos autores tratam a questão do *fear of floating* sob a ótica de custos associados ao lado nominal da economia, ao passo que outros autores tratam-na sob a ótica de custos associados ao lado real da economia, ou mesmo de ambas.<sup>6</sup> Assim, alguns associam o tema ao *pass-through* do câmbio para a inflação e outros autores vinculam-no aos efeitos sobre o produto da economia.

## 1.2 O Pass-Through do Câmbio para a Inflação

O *pass-through*, ou seja, a medida do repasse de alterações na taxa de câmbio para a inflação, tem papel relevante na discussão do tema medo da flutuação e pode ser visto, dentre outros, sob as perspectivas de Calvo e Reinhart (2000) e Hausmann *et al.* (2001). A importância que o mesmo assume nos países de economias emergentes, num primeiro momento, refere-se ao receio da flutuação do câmbio quando se abandona a ancoragem cambial, parte estratégica de planos de estabilização inflacionária, devido ao fato de que tais contextos são seguidos por desvalorizações da taxa de câmbio.

Um aspecto importante deve-se ao fato do *pass-through* das variações do câmbio para a inflação ser mais elevado para as economias emergentes (Calvo e Reinhart, 2000). Neste trabalho, os autores apresentam os mesmos resultados de Calvo e Reinhart (2002), porém ressaltam as diferenças significativas existentes entre países emergentes e desenvolvidos quando se trata da escolha de regimes. Além da credibilidade e o acesso ao mercado internacional serem significativamente afetados, a volatilidade da taxa de câmbio seria mais prejudicial ao comércio externo, tendo repercussões diretas sobre o comportamento da demanda agregada (produto).

Calvo e Reinhart (2000) acrescentam a análise da inflação e *pass-through*, utilizando-se de uma análise VAR bivariado para inflação e taxa de câmbio, e testes de exogeneidade, respectivamente. Concluem que um regime de taxas fixas, particularmente a dolarização plena, deve

<sup>6</sup> Abordagens distintas podem ser verificadas em Caballero e Krishnamurthy (2001) e Killeen *et al.* (2001).

emergir como uma escolha sensível para alguns países, especialmente na América Latina e países de economia em transição.

A análise da questão do *pass-through* desenvolvida por Hausmann *et al.* (2001), documenta as grandes diferenças de gerenciamento existentes nos países com regime de câmbio formalmente flexível, utilizando um modelo de comportamento para o Banco Central, em que o grau de flexibilidade da taxa de câmbio é função do *pass-through* e da incapacidade de tomar emprestado na moeda própria. Os autores utilizam regressões para estimar os coeficientes de *pass-through* e índices de habilidade referente à capacidade ou não de tomar emprestado. As variáveis utilizadas são inflação, produto, taxas de câmbio nominal e real, e taxas de juros. Os autores encontram uma forte e robusta correlação negativa entre inabilidade de tomar emprestado na própria moeda e flexibilidade da taxa de câmbio. Além disso, encontram uma correlação negativa entre *pass-through* e flexibilidade da taxa de câmbio, apesar dos coeficientes não serem estatisticamente significativos.

Considerando-se o lado real da economia, a preocupação em geral é associada à contração do produto. Cavallo *et al.* (2005) referem-se ao *fear of floating* sob o aspecto do receio dos altos custos associados às grandes desvalorizações reais que por sua vez, estão associadas às crises monetárias. Analisando os episódios de crises nos mercados emergentes nos anos 90, os autores observam que, as economias que entram em crise com altos níveis de endividamento externo, geralmente experimentam grande *overshooting* da taxa de câmbio real e significativa contração do produto interno. Desenvolve-se um modelo de crises monetárias, onde o elemento-chave é a presença de uma restrição de margem ao país doméstico.<sup>7</sup> Os autores observam um *tradeoff* relevante entre os regimes fixos e flexíveis: o regime fixo pode, ao evitar o *overshooting* do câmbio, suavizar o efeito negativo sobre a riqueza, porém, às custas de distorções e queda no produto no curto prazo.<sup>8</sup> Face aos elevados custos originários dos choques reais e das restrições de margem, seria preferível ao país a manutenção da rigidez cambial (*peg*) pelo menos

<sup>7</sup> Em linhas gerais, as desvalorizações reais da taxa de câmbio, pelo fato de reduzirem o valor dos ativos domésticos em relação aos passivos internacionais, faz com que países altamente endividados externamente, estejam mais sujeitos à restrição. Assim, quando as restrições estão presentes, os países são forçados a vender os títulos domésticos, o que leva à uma nova desvalorização cambial – *overshooting* – e redução nos preços de suas ações, resultando em efeitos negativos sobre a riqueza doméstica.

<sup>8</sup> Considerando-se um choque que força uma depreciação real e um ajustamento no *portfólio* doméstico e, caso abandona-se o regime *peg*, haveria uma depreciação real imediata (dada a presença da restrição e a consequente venda de ativos domésticos). Ou seja, transitar para a flexibilização cambial é efetivar uma grande depreciação, com os efeitos de balancete e a consequente perda líquida de riqueza, em função da liquidação dos ativos.

por determinado período, de forma a reduzir a pressão da presença de restrição.

Os testes econométricos no trabalho de Cavallo *et al.* (2005) utilizam as variáveis taxa de câmbio real, produto e endividamento externo, tendo como objeto o comportamento da taxa de câmbio real após uma crise, efetuando-se análise de regressão para dívida líquida, *overshooting* cambial e contração do produto, utilizando o método de mínimos quadrados ordinários e mínimos quadrados de três estágios.<sup>9</sup> Conclui-se que endividamentos externos mais elevados implicam um maior *overshooting* esperado e maiores efeitos de balancetes implicam uma contração do produto mais significativa.<sup>10</sup>

Os custos de produto também são avaliados por Lahiri e Végh (2001). Os autores analisam o receio da flutuação tomando como base inicialmente os resultados das variáveis taxas de juros, taxas de câmbio, reservas e agregados monetários do trabalho de Calvo e Reinhart (2002), para em seguida construir um modelo incorporando a análise da variável produto, onde avaliam o custo de alteração no produto decorrente de flutuação da taxa de câmbio nominal e de taxas de juros mais elevadas para defender a moeda doméstica, além de um custo fixo de intervenção cambial. Os autores transmitem a idéia de política ótima de intervenção ou de não-intervenção – o que depende de pequenos ou grandes choques externos e de serem países desenvolvidos ou em desenvolvimento.

O presente trabalho está associado a uma análise do lado nominal da economia e, conforme apontado, com atenção especial ao aspecto do *pass-through*, que é umas das preocupações apontadas na literatura do *fear of floating* e, sob este ponto de vista, um aspecto fundamental em função dos custos associados aos repasses inflacionários através da variação cambial.<sup>11</sup>

Uma análise através de um vetor auto-regressivo (VAR), desenvolvida por Leigh e Rossi (2002) para o caso da economia da Turquia, confirma a importância dos movimentos da taxa de câmbio na explicação da inflação doméstica. Os autores relatam resultados importantes. Primeiro, o impacto da variação cambial nos preços é completo, aproxi-

<sup>9</sup> A medida do *overshooting* utilizada na análise de regressão é a depreciação adicional acima da depreciação fundamental, ou seja, o *overshooting* é calculado como o desvio percentual da taxa de câmbio real efetiva (REER) de seu nível de equilíbrio.

<sup>10</sup> Os efeitos de balancete referem-se aos efeitos financeiros das depreciações cambiais domésticas sobre os detentores de ativos em moeda local e de passivos em moeda estrangeira, depreciações estas, que podem ocorrer a partir da transição de regimes cambiais rígidos para flexíveis.

<sup>11</sup> O trabalho não estima o coeficiente de *pass-through*, mas as estimações do VAR fornecem evidências que podem subsidiar o entendimento dos impactos das alterações na taxa de câmbio sobre a inflação.

madamente, a partir de um ano, sendo que o efeito é mais pronunciado nos primeiros quatro meses e, segundo o *pass-through* para os preços de atacado é mais pronunciado quando comparado ao *pass-through* para os preços do consumidor (após um ano, aproximadamente 60% de um choque inicial na taxa de câmbio é repassado aos preços de atacado e por volta de 45% do choque é repassado aos preços do consumidor).

Os resultados empíricos com relação ao caso do Brasil, remetem ao trabalho de Muinhos (2001) que apresenta uma tabela de coeficientes de *pass-through* para a economia brasileira comparando-os com os resultados apresentados por Goldfajn e Werlang (2000) para outros países latino-americanos. O autor utiliza duas amostras, uma de 1995 a 2000 e outra de 1980 a 2000, além da utilização de um termo *forward looking* para cobrir as expectativas de inflação. A amostra de 1995 a 2000 apresenta os coeficientes de *pass-through* 0.123, 0.131 e 0.134 para os períodos de 3 e 6 meses, um ano, e 18 meses, respectivamente. A amostra de 1980 a 2000 apresenta os coeficientes de 0.117, 0.228, 0.441 e 0.642 para aqueles respectivos períodos. Já os resultados de Goldfajn e Werlang (2000) da análise de painel para o período de 1980 a 1998, estimam-se coeficientes 0.20, 0.53, 0.69 e 1.24, também respectivos aos períodos citados, o que demonstra a ocorrência de coeficientes de *pass-through* menores para a economia brasileira, quando comparado a outros países latino-americanos.

Na seqüência, são apresentados os resultados econométricos comparativos referentes à análise empírica da economia brasileira nos períodos de maior rigidez e de maior flexibilidade cambial.

## 2 Resultados Empíricos

A análise empírica desenvolve os modelos de vetores auto-regressivos (VAR) utilizando-se as variáveis Taxa de câmbio nominal (TCN), Taxa de variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Taxa de Juros (SELIC) e Reservas Internacionais (Reservas). Todos os modelos são estimados, tomando-se as séries temporais mensais da economia brasileira em dois períodos distintos: julho de 1994 a dezembro de 1998 (regime de rigidez cambial) e janeiro de 1999 a abril de 2006 (regime de câmbio flexível).

Inicialmente, antes de se apresentar os resultados da análise empírica, serão analisados os resultados do cálculo do coeficiente de variação das séries temporais para se verificar a volatilidade das mesmas. No período de rigidez cambial, as variáveis apresentam os seguintes dados referentes ao índice de volatilidade: TCN (0,103), IPCA (1,154), SELIC (0,410) e Reservas (0,202). Já no período de flexibilização do câmbio,

a volatilidade indica os seguintes resultados: TCN (0,221), IPCA (0,754), SELIC (0,223) e Reservas (0,219). Estes resultados não corroboram aqueles sugeridos por Calvo e Reinhart (2002),<sup>12</sup> e assim, mostram que não se apresentaram alguns indicativos de problemas de credibilidade para a economia brasileira no período de flexibilização: observa-se que ocorreu uma diminuição significativa da volatilidade da taxa de juros e certa estabilidade quanto à volatilidade das reservas de um período comparativamente ao outro, e uma elevação da variabilidade do câmbio ao se transitar para um regime mais flexível. Além disso, nesse período, os resultados mostram volatilidades dos juros e do câmbio no mesmo patamar, evidenciando que a variabilidade nas taxas de juros não superou a volatilidade do câmbio. As estatísticas descritivas das séries para ambos os períodos, podem ser consultadas no Apêndice, tabelas 1A e 2A

## 2.1 Testes de Raízes Unitárias

A detecção de estacionariedade das séries temporais exigiu, inicialmente, a realização do teste ADF para as variáveis em nível e, nos casos em que não se pôde rejeitar a hipótese nula de existência de raízes unitárias, em vista dos valores críticos e níveis de significância, repetiu-se o procedimento para as séries em primeira diferença, quando foi possível a sua rejeição.<sup>13</sup>

Conforme se observa pela tabela 1 o período de rigidez cambial, através do teste ADF as variáveis TCN, IPCA e SELIC se mostraram estacionárias em nível, ou seja, as séries são  $I(0)$ , enquanto que apenas as RESERVAS são estacionárias em primeira diferença, sendo, portanto, uma série integrada de primeira ordem,  $I(1)$ . Já no período de flexibilidade cambial, demonstrado na tabela 2, o teste ADF mostra que o IPCA e SELIC são estacionárias em nível,  $I(0)$ , enquanto que TCN e RESERVAS são estacionárias em primeira diferença, sendo integradas de primeira ordem,  $I(1)$ .<sup>14</sup>

<sup>12</sup> Seus resultados evidenciam que a variabilidade nas reservas internacionais, base monetária e taxas de juros é mais alta do que a variância da taxa de câmbio. A maior variabilidade das taxas de juros nos mercados emergentes sugere o problema da falta de credibilidade.

<sup>13</sup> Ver Dickey e Fuller (1979) para a especificação do teste ADF.

<sup>14</sup> Uma possível extensão da investigação econométrica desenvolvida ao longo do artigo, inspirada na literatura sobre o Medo de Flutuar (Calvo e Reinhart, 2002) envolveria o esforço de incorporar variáveis que captassem a atuação do governo na economia, sendo que neste sentido foi estimado um modelo VAR incluindo duas novas variáveis, a dívida pública interna em relação ao PIB (DIVPIB) e o comportamento do déficit (ou superávit) no conceito primário (NFSPPRIM) no sentido de se captar o esforço fiscal do governo. No caso da DIVPIB, a justificativa para a sua inclusão está associada à importância da evolução do endividamento público e sua relação com a percepção doméstica e externa sobre o grau de solvência do setor público, além de ser uma variável que guarda relações importantes com a taxa de câmbio, a taxa de juros e a

Tabela 1 Testes de Raiz Unitária ADF – 1994:07 a 1998:12

Variável	Defasagem	Constante	Tendência	ADF	N	Valor crítico	
						(1%)	t-prob
TCN	5	Sim	Sim	-6.789**	48	-4.161	0.0000
IPCA	0	Sim	Sim	-11.226**	53	-4.140	0.0000
SELIC	0	Sim	Não	-4.755**	53	-3.560	0.0003
DRESERVAS	0	Não	Não	-4.865**	52	-2.610	0.0000

Tabela 2 Testes de Raiz Unitária ADF – 1999:01 a 2006:04

Variável	Defasagem	Constante	Tendência	ADF	N	Valor crítico	
						(1%)	t-prob
DTCN	0	Sim	Sim	-11.025**	87	-4.065	0.0000
IPCA	0	Sim	Não	-4.698**	88	-3.506	0.0002
SELIC	6	Sim	Não	-4.422**	82	-3.506	0.0005
DRESERVAS	0	Sim	Sim	-11.138**	87	-4.065	0.0000

Os testes de estacionariedade foram feitos utilizando-se do software EViews 4.1, que gera os valores críticos para rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária.

\*\* indica nível de significância de 1%.

D = indica primeira diferença.

## 2.2 Seleção dos Modelos VAR

A seleção dos modelos tomou por base um procedimento de redução do número de defasagens de cada modelo, tendo-se como referência os resultados dos critérios de informação de Schwarz, Hannan-Quinn e Akaike.<sup>15</sup> Conforme se pode verificar, a seleção do VAR em todos os modelos descritos, inicia-se com cinco defasagens e reduz-se até uma defasagem, tomando-se os valores dos critérios de informação como referência.

inflação por serem estes os parâmetros de remuneração (perfil da dívida) dos títulos da dívida pública interna. Os testes ADF para o período de Julho de 1994 a Dezembro de 1998 (rigidez cambial) revelam que no caso da DIVPIB a série é estacionária em nível, sendo que o t-ADF é de -3,5407 (Prob = 0,0454) com uma (01) defasagem, com constante e tendência. No caso da variável NFSPPRIM o teste ADF indica que a mesma é estacionária em primeira diferença, sem defasagem, com tendência e intercepto, sendo que o t-ADF é de -6,5108 (Prob = 0,000). Os testes ADF para o período de Janeiro de 1999 a Abril de 2006 indicam que a DIVPIB é estacionária em primeira diferença, sem defasagens e sem tendência, com o t-ADF de -9,2023 (Prob = 0,000), enquanto que a NFSPPRIM é estacionária em nível, sem defasagem e sem tendência, com t-ADF de -4,3847 (Prob = 0,0006).

<sup>15</sup> Iniciou-se o teste de seleção do VAR com cinco (05) defasagens.

Tabela 3 Seleção do Modelo VAR (TCN, IPCA, SELIC, DRESERVAS) –1994:07 a 1998:12

Sistema/Método	Log-Likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	-231.8003	16.43295	14.39582	13.15835
Sistema com 4 defasagens	-253.9288	16.06457	14.41547	13.41370
Sistema com 3 defasagens	-271.2131	15.49435	14.23327	13.46721
Sistema com 2 defasagens	-292.0264	15.07117	14.19811	13.66777
Sistema com 1 defasagem	-298.8832	14.06647	13.58144	13.28680

SC = Critério de Schwarz; HQ = Critério de Hannan-Quinn; AIC = Critério de Akaike

Tabela 4 Seleção do Modelo VAR (DTCN, IPCA, SELIC, DRESERVAS) – 1999:01 a 2006:04

Sistema/Método	Log-Likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	-742.8690	21.15721	19.74517	18.79248
Sistema com 4 defasagens	-761.3019	20.76208	19.61900	18.84777
Sistema com 3 defasagens	-783.5952	20.45468	19.58056	18.99080
Sistema com 2 defasagens	-797.9914	19.96781	19.36265	18.95435
Sistema com 1 defasagem	-819.6644	19.64631	19.31011	19.08328

SC = Critério de Schwarz; HQ = Critério de Hannan-Quinn; AIC = Critério de Akaike

As tabelas 3 e 4 indicam que os modelos VAR a serem escolhidos para estimação são aqueles com uma (01) defasagem, tendo-se o Critério de Schwarz como referência principal. Todos os sistemas com uma (01) defasagem apresentam o menor valor quando comparados aos demais sistemas.

### 2.3 Análise dos Resultados Econométricos dos Instrumentais do VAR

Os resultados e interpretação das estatísticas do VAR são apresentados através da análise de dois de seus instrumentos, ou seja, a análise de decomposição de variância e das funções de impulso-resposta.

<sup>16</sup> Ao se analisar o modelo VAR ampliado pela inclusão de DIVPIB e NFSPPRIM percebe-se que para o período de rigidez cambial a escolha das defasagens indica a utilização de um VAR (1) baseado nos resultados dos testes AIC, SB e HQ para escolha das defasagens, sendo que foram testadas defasagens de 1 a 5. As variáveis incluídas no VAR (1) para o período de rigidez cambial foram: TCN, IPCA, SELIC, DRES, DIVPIB e DNFSPP. O mesmo procedimento foi desenvolvido para o período de flexibilidade cambial e o VAR escolhido foi o de uma (01) defasagem para as seguintes variáveis: DTCN, IPCA, SELIC, DRES, DDIVPIB, e NFSPPRIM.

### 2.3.1 Análise de Decomposição de Variância

A análise de decomposição de variância da taxa de câmbio revela que no período de rigidez cambial a ancoragem limitava a capacidade de qualquer outra variável afetá-la, conforme o esperado, enquanto que no período de flexibilidade os movimentos do câmbio estão mais relacionados às mudanças inflacionárias seguido das reservas internacionais.

Tabela 5 Análise de Decomposição de Variância TCN<sup>17</sup>

TCN – Período de Rigidez Cambial (1994:07 a 1998:12)					
Período	S.E.	TCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	0.009338	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.020712	97.59131	1.447286	0.499996	0.461406
10	0.029528	96.11823	1.452293	1.359848	1.069625
DTCN – Período de Flexibilidade Cambial (1999:01 a 2006:04)					
Período	S.E.	DTCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	0.180349	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.188188	94.55278	4.109613	0.107976	1.229629
10	0.188216	94.52493	4.121083	0.124688	1.229300
Ordem de Cholesky (Tab.5 a Tab. 8): TCN, IPCA, SELIC, RESERVAS.					

Quanto ao comportamento inflacionário, observa-se no período de rigidez o importante papel da taxa de juros na sua determinação, no entanto, para o período de flexibilidade a variável não explica os movimentos da inflação, constata-se esta que causa alguma desconfiança dado o papel primordial da taxa de juros como principal instrumento de política monetária e que responde a mudanças das expectativas inflacionárias em relação à meta. Cabe lembrar que, para o período de rigidez cambial, a política de juros já exercia papel fundamental no controle da demanda agregada e conseqüentemente, da própria inflação, apesar de ainda não vigorar naquela ocasião, o regime de metas inflacionárias. Em relação à importância da taxa de câmbio na explicação da variância da taxa de inflação diferentemente do que se esperava, um repasse maior no período pós-1999, observou-se uma redução desta no período de flexibilização cambial (de 5,84% para 1,92%), o que pode ser explicado tendo em vista a implementação do regime de metas de inflação.

<sup>17</sup> As tabelas 5 a 8 mostram apenas os valores para os períodos 1, 5 e 10 da ADV, sendo que a opção dos autores foi apenas de simplificar a visualização das tabelas, sem prejuízo para resultados e interpretação, ainda que nos testes originais a tabela resultante das estimações do Eviews liste os resultados para os dez períodos.

Tabela 6 Análise de Decomposição de Variância IPCA

IPCA – Período de Rigidez Cambial (1994:07 a 1998:12)					
Período	S.E.	TCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	0.387950	0.003048	99.99695	0.000000	0.000000
5	0.452921	0.667864	82.81764	12.31219	4.202301
10	0.476103	5.843625	75.08024	13.68567	5.390462
IPCA – Período de Flexibilidade Cambial (1999:01 a 2006:04)					
Período	S.E.	DTCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	0.404907	0.978506	99.02149	0.000000	0.000000
5	0.500858	1.930034	97.75841	0.307374	0.004185
10	0.501774	1.927753	97.63474	0.433088	0.004417

Quanto aos juros, observa-se que do período de rigidez para a flexibilização a variável passa a depender dos movimentos dos preços, evidenciando a condução da política monetária sob o novo regime de metas de inflação por meio dessa variável (3,24% contra 16,52% na comparação dos dois regimes) – as autoridades monetárias observam o comportamento da inflação em relação à meta e alteram a taxa de juros para que as expectativas dos agentes possam convergir para o nível estabelecido. Os resultados do período de rigidez sugerem que a taxa de juros dependia, principalmente, dos movimentos das reservas internacionais, além de alterações ocorridas no câmbio.

Tabela 7 Análise de Decomposição de Variância SELIC

SELIC – Período de Rigidez Cambial (1994:07 a 1998:12)					
Período	S.E.	TCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	0.301207	16.99951	1.956348	81.04414	0.000000
5	0.616405	7.793654	2.488696	71.68839	18.02926
10	0.646971	8.598926	3.240011	69.12399	19.03707
SELIC – Período de Flexibilidade Cambial (1999:01 a 2006:04)					
Período	S.E.	DTCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	0.200868	0.092507	3.756988	96.15051	0.000000
5	0.318890	1.514424	14.48004	83.91104	0.094497
10	0.331527	1.630114	16.52029	81.75905	0.090537

Já em relação ao comportamento das reservas internacionais os resultados do período de rigidez indicam que estas dependiam, primeiramente, dos movimentos nos juros, além das alterações ocorridas nos preços. Isso indica que os juros foram utilizados como importante mecanismo de

atração dos fluxos de capitais financeiros, dado que o desempenho da balança comercial estava comprometido pela sobrevalorização da taxa de câmbio real e não contribuía com fluxos de recursos comerciais para ampliação das reservas – contrariamente, a apreciação cambial favorecia as importações, impactando negativamente sobre as reservas internacionais. Já no período de flexibilidade, os resultados sugerem que as reservas dependem, na ordem de importância, dos juros, da inflação e do câmbio, porém, diminui a importância dos juros (de 16,79% para 5,41%) na sua explicação após a transição de regime – o que é de se esperar, dada a natureza mais passiva do comportamento das reservas em um regime de flexibilidade cambial, ainda que administrada.<sup>18</sup>

Tabela 8: Análise de Decomposição de Variância RESERVAS

DRESERVAS – Período de Rigidez Cambial (1994:07 a 1998:12)					
Período	S.E.	TCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	3901.137	0.091744	0.001788	15.42473	84.48174
5	4417.550	1.573321	9.046843	15.45581	73.92403
10	4489.567	1.793157	8.971270	16.79889	72.43668
DRESERVAS – Período de Flexibilidade Cambial (1999:01 a 2006:04)					
Período	S.E.	DTCN	IPCA	SELIC	DRESERVAS
1	3079.388	0.975692	0.433039	4.465036	94.12623
5	3237.066	2.863394	3.051187	5.392611	88.69281
10	3239.187	2.864704	3.140706	5.417875	88.57672

<sup>18</sup> Considerando-se o modelo VAR ampliado pela inclusão das variáveis DIVPIB e NFSPPRIM, a utilização da análise de decomposição de variância (ADV) para o período de rigidez cambial revela que a variável DNFSP reponde por quase 7% da variância da taxa de câmbio e 3,38% de DIVPIB, enquanto a DIVPIB é relevante (quase 6%) na explicação da variância da taxa de juros SELIC e das mudanças nas reservas DRES (4,59%). Quanto à ADV das duas novas variáveis incluídas no modelo VAR ampliado, percebe-se que a variância da dívida pública interna é explicada em primeiro lugar pela taxa de câmbio (43,66%), seguida pelas mudanças nas reservas (10,87%) e acima dos 3% tanto pela taxa de juros como pela alteração no resultado fiscal primário. A análise da ADV para o período de flexibilidade cambial no modelo ampliado por DIVPIB e NFSPPRIM sugere que mudança no grau de endividamento público interno (DDIVPIB) é importante no entendimento da variância da inflação (quase 15%) e tem alguma importância (3,7%) na evolução do conceito primário das NFSP, enquanto que a variância de NFSPPRIM tem alguma relevância (1,8%) apenas na explicação da variância da inflação (IPCA). Um dos aspectos que chama a atenção nos resultados da ADV para o período pós-1999 é o fato de que a dinâmica do esforço fiscal primário (NFSPPRIM) não está associada às demais variáveis do modelo (taxa de câmbio, taxa de juros, inflação, reservas e dívida pública), o que pode ser explicado pelo caráter exógeno das definições, pelo governo, das metas de superávit primário a serem cumpridas durante este período. No caso da dinâmica das mudanças na relação dívida PIB (DDIVPIB), esta é majoritariamente (mais de 55%) explicada pelas variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e inflação, resultado este esperado em função da importância destas variáveis no próprio perfil da dívida em termos de indexadores. Os resultados da ADV para o VAR ampliado encontram-se nas tabelas 3A e 4A do apêndice.

### 2.3.2 Análise das Funções de Resposta aos Impulsos

As figuras de 1 e 2 apresentam as funções de impulso-resposta das séries temporais para os períodos de rigidez e flexibilidade cambiais. De maneira geral, confirmando os resultados apurados pela análise de decomposição de variância, os movimentos mais relevantes observados nas funções de resposta aos impulsos se resumem a: choques dos juros sobre a inflação no período de rigidez cambial, sendo que para o período de flexibilidade o mesmo não é verdadeiro; resposta positiva dos juros aos aumentos de preços no período da flexibilização, sendo que no período de rigidez a variável mostra-se mais sujeita aos choques nas reservas; e, finalmente, quanto à resposta dessa última aos choques, observa-se que tanto no período mais rígido quanto no período da flexibilização cambial, os impulsos nos juros exercem maior impacto do que outras variáveis, com uma diminuição desse efeito no segundo período analisado.<sup>19</sup>

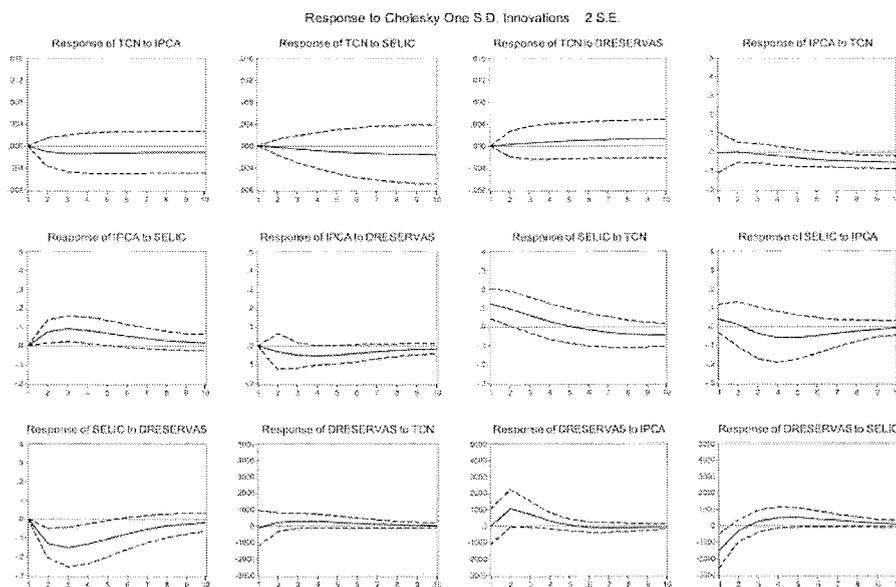


Figura 1. Funções de Impulso-Resposta – 1994:07 a 1998:12 – Período de Rigidez Cambial

<sup>19</sup> A análise das funções impulso-resposta para o modelo ampliado (inclusão de DIVPIB e NFS-PPRIM) confirma os resultados da ADV onde se destacam a importância das mudanças no esforço fiscal primário sobre a taxa de câmbio e da dívida pública interna sobre a taxa de juros no período de rigidez cambial; confirma-se também a relevância do endividamento interno sobre a inflação no período de flexibilidade cambial, período este onde a definição das metas de superávit primário confirma o caráter exógeno desta variável em relação às demais variáveis do modelo VAR ampliado.

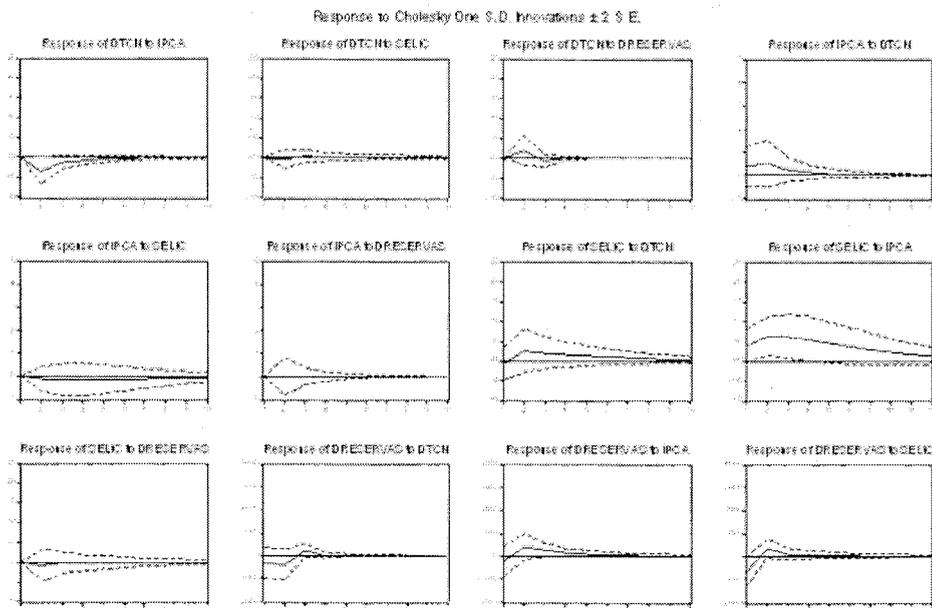


Figura 2. Funções de Impulso-Resposta – 1999:01 a 2006:04 – Período de Flexibilidade Cambial

## Considerações Finais

A literatura sobre regimes cambiais e o receio dos impactos inflacionários advindos da transição de regimes mais rígidos para mais flexíveis indica uma preocupação com a questão do *pass-through* como algo relevante às economias em desenvolvimento, além de ressaltar os problemas de falta de credibilidade e volatilidade cambial. Estes aspectos são relevantes à sustentabilidade do novo regime, mesmo que na prática perceba-se que a flexibilidade não é total, predominando os regimes intermediários, ainda que haja uma evolução quanto ao grau de flexibilidade cambial. Um dos resultados empíricos sugeridos pela literatura (Calvo e Reinhart, 2002) indica a ocorrência de uma maior volatilidade dos juros quando comparados à taxa de câmbio, sendo que no caso brasileiro isso se confirma para o período de rigidez cambial, mas não para o período de flexibilidade cambial onde o câmbio passa a exibir maior volatilidade (em relação à volatilidade dos juros).

Os resultados empíricos sugerem que no regime de câmbio rígido a taxa de câmbio é essencialmente exógena não sendo afetada pelas demais variáveis, a inflação está associada à política de juros, a taxa de

juros é explicada pelas alterações nas reservas internacionais (impactos monetários) e em parte pela taxa de câmbio enquanto as reservas internacionais estão associadas à taxa de juros. Já no regime de câmbio flexível, a taxa de câmbio passa a ser influenciada pela inflação (4,1%), ainda que timidamente e não tem relação com a taxa de juros, a inflação depende apenas das mudanças na taxa de câmbio (2%), a taxa de juros é explicada pela taxa de inflação (regime de metas de inflação) e as mudanças nas reservas internacionais continuam a depender da taxa de juros (acima de 5%) e em torno de 3% para inflação e mudanças na taxa de câmbio.

Em termos gerais, as evidências mais significativas ao se comparar os dois regimes cambiais apontam para a similaridade na exogeneidade da taxa de câmbio nos dois regimes, a importância da taxa de juros no combate inflacionário (contenção de demanda) no regime rígido e a resposta da taxa de juros à inflação (metas de inflação) no regime de câmbio flexível. O papel da taxa de juros de restringir a demanda agregada e conter pressões inflacionárias durante o regime de câmbio rígido pode ser explicado pelos ganhos em termos de salário real com a estabilização inflacionária, mas cabe ressaltar que tal política de juros teve e continua tendo consequências perversas para a economia brasileira no que se refere aos limites de se atingir taxas de crescimento mais elevadas e similares a outras economias emergentes.

Cabe responder às duas questões cruciais para o presente trabalho, ou seja, se houve ou não mudanças na dinâmica de interação entre as variáveis (câmbio, juros, inflação e reservas) e se o medo da flutuação cambial é justificável para a economia brasileira com a transição de regimes cambiais. A resposta é afirmativa para a primeira questão ao se constatar alteração na dinâmica entre tais variáveis ao se transitar de um regime mais rígido para um mais flexível, corroborando a hipótese inicial, uma vez que tal mudança de regime altera a forma de condução da política macroeconômica, especialmente no que se refere aos instrumentos para se manter a estabilidade inflacionária. Quanto à segunda questão (receio da flutuação), os resultados para o Brasil se afastam daqueles encontrados para outros países que vivenciaram a transição de regimes, e neste sentido há indicações de que não ocorreu o problema da falta de credibilidade na transição de regime cambial brasileira. Além disso, o comportamento da taxa de câmbio brasileira após a flexibilização cambial parece estar condicionado, ainda que parcialmente, a outros fatores como aqueles de caráter político no período anterior à eleição presidencial em 2002, ou externos com a desvalorização do dólar no mercado internacional, e mesmo frente à moeda brasileira nos últimos anos.

A ampliação do modelo básico através da inclusão das variáveis, dívida pública interna como proporção do PIB e necessidades de financiamento do setor público no conceito primário, também como proporção do PIB, sugere que no período de rigidez cambial o esforço fiscal primário tem impacto relevante sobre o comportamento da taxa de câmbio, enquanto o endividamento público interno é relevante para a taxa de juros. Já no período de flexibilidade cambial, a dívida pública tem uma relação importante com a taxa de inflação, enquanto o esforço fiscal primário através da definição de metas primárias pelo governo, acaba não dependendo das outras variáveis do modelo em função de seu caráter exógeno.

## Referências

- ANDRADE, J. P. e DIVINO, J. A. C. A. "Optimal Rules for Monetary Policy in Brasis". *Texto para Discussão*, N. 806, IPEA, RJ, 2001.
- CABALLERO, R. J. and KRISHNAMURTHY, A. "A "Vertical" Analysis of Crises and Interventions: Fear of Floating and Ex-Ante Problems", *NBER Working Paper Series*, N. 8428, 2001.
- CAGAN, P. The Monetary Dynamics of Hyperinflation: IN: M. Friedman (ed.) *Studies in the Quantity Theory of Money*. The University of Chicago Press, 1956.
- CALVO, G. and VÉGH, C.A. "Credibility and the Dynamics of Stabilization Policy: A Basic Framework", *IMF Working Paper*, N. 90/110, Novembro, 1990.
- CALVO, G. A. and VÉGH, C. A. "Fighting Inflation with High Interest Rates: The Small-Open Economy Case Under Flexible Prices", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, pp.49-66, 1995.
- CALVO, G. A. and VÉGH, C. A. "Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries". *NBER Working Paper Series*, N. 6925, 1999.
- CALVO, G. A. and REINHART, C. M. "Fear of Floating", *The Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 379-408, 2002.
- CALVO, G. A. and REINHART, C. M. "Fixing for your life", *NBER Working Paper Series*, N. 8006, Novembro, 2000.
- CAVALLO, M., KISSELEV, K., PERRI, F. and ROUBINI, N. "Exchange Rates Overshooting and the costs of floating", *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, N. 2005-07, 2005
- DAVIDSON, R. and MACKINNON, J.G. *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, Nova York, 1993.
- DICKEY, D. and FULLER, W. "Distribution of the Estimators for The Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431, 1979.
- DORNBUSCH, R. "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, Vol. 77, N. 1, Março, pp. 93-106, 1987.
- DORNBUSCH, R. and FRANKEL, J.A. "The Flexible Exchange Rate System: Experience and Alternative". IN: J. Frankel. *On Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge, 1993.

- EDWARDS, S. "The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited", NBER Working Paper Series, No. 12163, April, 2006.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- EIEWS 4.1. User Guide: Econometrics Views. California, Quantitative Micro Software, 2005.
- FERRARI FILHO, F. e de PAULA, L. F. "Regime Cambial, Conversibilidade da Conta de Capital e Performance Econômica: A Experiência Recente de Brasil, Rússia, Índia e China". IN: João Sicsu e Fernando Ferrari Filho (orgs) *Câmbio e Controle de Capitais: Avaliando a Eficiência de Modelos Macroeconômicos*. Editora Campus, Rio de Janeiro, 2006.
- FRANKEL, J. "No Single Currency Regime is Right for All Countries or at All Times", NBER Working Paper Series, No. 7338, 1999.
- GOLDFAJN, I. e WERLANG, S.R.C. "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study, Texto para Discussão, No. 05, Banco Central do Brasil, 2000.
- GRANGER, C.W.J. and NEWBOLD, P. "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111-120, 1974.
- GRANGER, C.W.J. "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, p.226, 1986.
- GUJARATI, D.N. *Econometria Básica*. São Paulo, Makron Books, 2000.
- HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- HAUSMANN, R., PANIZZA, U. and STEIN, E. "Original Sin, Passthrough, and Fear of Floating", Harvard University, Mimeo, 2001.
- HAUMANN, R., PANIZZA, U. and STEIN, E. "Why Do Countries Float the Way They Float?", *Journal of Development Economics*, 66 (2), pp. 387-414, 2001.
- KILLEEN, W.P., LYONS, R. K. and MOORE, M.J. "Fixed versus flexible – Lessons from E.M.S. order flow", NBER Working Paper Series, No. 8491, 2001.
- LAHIRI, A. and VÉGH, C. A. "Living with the Fear of Floating: An Optimal Policy Perspective", NBER Working Paper Series, No. 8391, 2001.
- LEIGH, D. and ROSSI, M. "Exchange Rate Pass-Through in Turkey." IMF Working Paper, No. 02/204, 2002.
- MACKINNON, J.G. "Critical Values for Cointegration Tests", IN: R.F.Engle and C.W.J. Granger. *Long-run Economic Relationships*, Oxford University Press, 1991.
- MUINHOS, M.K. "Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil". *Texto para Discussão*, No. 26, Banco Central do Brasil, 2001.
- REINHART, C. M. and ROGOFF, K.S. "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation", *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), pp. 1-48, 2004.
- SIMS, C.A. "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, v. 48, pp. 1-48, 1980.
- SOUZA, F.E.P. "Sem Medo de Flutuar? O Regime Cambial Brasileiro Pós-1998". *Estudos Econômicos (IPE/USP)*, São Paulo, v. 35, p. 519-545, 2005.
- STOCK, J.H. and WATSON, M.W. "Vector Autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), March 2001.
- WILLET, T. D. "Fear of Floating Needn't Imply Fixed Rates: Feasible Options for Intermediate Exchange Rate Regimes", *Claremont Institute of Economic Policy Studies*, Mimeo, 2002.

## Apêndice

Tabela 1A – Estatísticas descritivas das séries – Modelo Ampliado - 1994:07 a 1998:12

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Variância	Desvio Padrão	Coef. Variação
TCN	1,024	1,025	1,209	0,842	0,011	0,105	0,103
IPCA	0,994	0,625	6,84	-0,51	1,316	1,147	1,154
SELIC	2,635	2,3	6,9	1,5	1,169	1,081	0,41
RES	52881	54721,5	74656	31877	114064536	10680,1	0,202
DIVPIB	27,52	27,861	35,673	21,268	20,223	4,497	0,163
NFSPPRIM	-1,112	-0,085	1,43	-6,91	6,19	2,488	-2,237

Amostras com 54 observações de cada variável.

Tabela 2A – Estatísticas descritivas das séries – Modelo Ampliado - 1999:01 a 2006:04

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Variância	Desvio Padrão	Coef. Variação
TCN	2,474	2,377	3,895	1,661	0,298	0,546	0,221
IPCA	0,65	0,575	3,02	-0,15	0,24	0,49	0,754
SELIC	1,501	1,4	3,3	1	0,112	0,334	0,223
RES	43715,4	41709	64227	28265	91770652	9579,7	0,219
DIVPIB	43,206	43,105	50,659	37,907	10,511	3,242	0,075
NFSPPRIM	-3,798	-3,9	-0,32	-5,2	1,075	1,037	-0,273

Amostras com 88 observações de cada variável.

Tabela 3A: Análise de Decomposição de Variância – Julho de 1994 a Dez 1998

Períodos							
TCN	S.E.	TCN	IPCA	SELIC	DRES	DIVPIB	DNFSP
1	0.008674	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.021643	90.76832	1.377569	0.212842	0.564188	0.585531	6.491555
10	0.031802	89.22801	0.934052	0.511160	1.090924	1.424746	6.811111
IPCA							
1	0.396074	0.010895	99.98911	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.457623	0.858110	84.83016	11.21050	2.732883	0.274405	0.093939
10	0.483082	7.268336	76.20179	11.86655	2.672896	1.532158	0.458269

SELIC							
1	0.300784	13.97923	2.151200	83.86957	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.600396	7.495578	1.819054	71.61580	15.34053	2.387840	1.341194
10	0.636289	9.106883	2.211393	67.37501	14.17535	5.843717	1.287653
DRES							
1	3767.204	0.596063	0.008619	14.93397	84.46135	0.000000	0.000000
5	4401.814	4.017130	8.673770	15.05973	68.21396	3.730186	0.305227
10	4496.976	4.164962	8.367968	15.49799	67.00260	4.593983	0.372496
DIVPIB							
1	0.670050	1.286228	1.597620	10.67039	23.04010	63.40566	0.000000
5	1.236695	18.82091	0.904757	5.835158	18.14230	55.14138	1.155489
10	1.614936	43.66170	1.067116	3.431761	10.87175	37.58373	3.383946
DNFSP							
1	0.422304	4.007847	2.963555	0.880298	9.464174	17.67300	65.01113
5	0.450659	4.267424	6.152778	2.187476	10.11705	19.87737	57.39790
10	0.455011	4.423819	6.040283	2.270135	10.40689	20.53737	56.32151

Ordem de Cholesky: TCN IPCA SELIC DRES DIVPIB DNFSP

Tabela 4A: Análise de Decomposição de Variância – Janeiro de 1999 a Abril de 2006

Periodos							
DTCN	S.E.	DTCN	IPCA	SELIC	DRES	DDIVPIB	NFSPPRIM
1	0.168334	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.185255	88.69950	4.734459	3.218186	1.783597	0.484110	1.080146
10	0.185657	88.34726	4.742479	3.225564	1.777421	0.587760	1.319518
IPCA							
1	0.378907	0.493617	99.50638	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.499726	5.159355	78.33774	.407240	0.075305	14.88016	0.140201
10	0.505568	5.219688	76.80653	2.552694	0.085906	4.88884	0.446339
SELIC							
1	0.200734	0.653043	6.145332	93.20162	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.297276	0.406421	18.66431	79.65589	0.108161	0.565983	0.599238
10	0.305001	0.512248	19.82291	77.12170	0.109851	0.641361	1.791931
DRES							
1	3057.464	0.076215	0.192347	4.211468	95.51997	0.000000	0.000000
5	3263.852	1.024475	3.220669	7.566306	87.69972	.201887	0.286940

10	3267.868	1.047093	3.300035	7.570523	87.48439	0.270069	0.327892
<b>DDIVPIB</b>							
1	0.727948	43.63643	0.090649	0.265233	0.790600	55.21709	0.000000
5	0.917037	48.88726	2.274186	3.511601	1.745318	43.41341	0.168223
10	0.922111	48.35972	2.710287	4.075662	1.726916	42.95436	0.173051
<b>NFSPPRIM</b>							
1	0.195318	0.411473	0.000769	0.036289	1.231191	4.158096	94.16218
5	0.370138	0.236811	0.831929	1.387261	0.783170	4.103487	92.65734
10	0.443199	0.175724	1.763529	2.431311	0.721978	3.718558	91.18890

Ordem de Cholesky: DTCN IPCA SELIC DRES DDIVPIB NFSPPRIM