

# **Câmbio, Inflação e Juros na Transição do Regime Cambial Brasileiro: Uma Análise de Vetores Auto-regressivos e Causalidade**

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

## **Resumo**

O presente trabalho analisa a transição de regimes cambiais no Brasil (1994 a 2003) a partir da hipótese de que ocorreram mudanças na interação entre câmbio, juros e inflação, 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. Quanto ao receio da flutuação, os resultados para o Brasil possuem uma certa dicotomia, dado que de um lado se afastam daqueles encontrados para outros países que vivenciaram a transição de regimes (o problema de credibilidade parece não ser fundamental), e por outro se aproximam das demais experiências em especial ao se constatar a relevância da taxa de câmbio como uma variável fundamental de política macroeconômica que possui vínculos estreitos com o comportamento dos preços (inflação) e dos instrumentos de política econômica (juros). Os resultados da análise de decomposição de variância e das funções impulso-resposta sugerem a validade ainda que parcial do argumento do medo da flutuação quando se utiliza o índice de preço ao atacado, independentemente do regime cambial, embora tal resultado seja ainda mais pronunciado com a flexibilização cambial a partir de início de 1999.

**Palavras-Chave:** Transição de Regimes Cambiais, Medo da Flutuação, Vetores Auto-Regressivos (VAR) e Causalidade.

## **Abstract**

The present work examines the exchange regime transition in Brazil (1994 to 2003) based on the hypothesis of the existence of changes in the interaction of exchange rate, interest rates and inflation. It also examines to what extent one can say that there was a fear of floating. The results indicate that there was a significant change in the dynamic of such variables when moving from a more rigid to a more flexible regime, supporting our original hypothesis. Regarding the fear of floating, the results for Brazil can be seen as inconclusive since from one point of view they do not follow the same pattern of other experiences with exchange regime transition especially with respect to credibility problems where Brazil does not seem to face. On the other hand the results are similar to other experiences with respect to the relevance of the exchange rate as a fundamental instrument of macroeconomic policy since it reveals close links with price (inflation) behavior and interest rate. The fear of floating seems to make sense when we considered the variance decomposition and the impulse-response function analysis using the wholesale price index regardless of the exchange rate regime, even though the result is more pronounced for the floating period and when using the wholesale price index.

**Key-words:** Exchange Regime Transition, Fear of Floating, Vector Autoregressive (VAR) and Causality.

## **ÁREA 3: Economia Internacional e Finanças**

JEL Classification: F31, F41, C22.

---

\* Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Mestre em Economia. Email: carlos.cardoso@caixa.gov.br

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

## 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 90.

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*.

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 março de 2003.

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 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 e juros 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) e testes de causalidade de Granger. A justificativa do uso da metodologia VAR 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. Além disso, os testes de causalidade de Granger permitem verificar se determinada variável ajuda a explicar a ocorrência de outra variável (no sentido de precedência).

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.

## **I - Medo de Flutuar: 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.

### **I.1– Medo da Flutuação: Modelos, Aspectos Teóricos e Resultados Empíricos**

A literatura sobre o medo da flutuação tem como um dos referenciais pioneiros o trabalho de Calvo e Reinhart (2000a), que procura avaliar as razões econômicas deste receio, através da análise de alguns indicadores macroeconômicos relevantes.<sup>1</sup>

Calvo e Reinhart (2000a) 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 *pegs* não críveis.

De acordo com Calvo e Reinhart (2000a), a falta de credibilidade, característica comum às economias emergentes, é vista como um elemento importante na compreensão do chamado medo da flutuação cambial. 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>2</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 “inclinando contra o vento”, ou seja, as reservas caindo como resultado de uma depreciação cambial.

---

<sup>1</sup> A discussão sobre o medo da flutuação é conhecida na literatura como *Fear of Floating*.

<sup>2</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.

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.

Conforme argumentam Calvo e Reinhart (2000a), 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 contra-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 medo da flutuação cambial 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 (2000a) adotam metodologicamente a perspectiva de se fazer uma análise individual das propriedades das séries temporais da variável juros, e a partir de então desenvolvem uma segunda abordagem onde passa-se 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 “inclinando contra o vento”. 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 (2000a) 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>3</sup>. Porém, os autores 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>4</sup>.

Calvo e Reinhart (2000a) 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 medo da flutuação 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 medo da flutuação, os incentivos para dolarização dos passivos permanecem. 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 medo da flutuação 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 medo da flutuação 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 e Hoff (2003) apresentam um trabalho procurando verificar até que ponto o Brasil se enquadra no fenômeno geral do medo da flutuação 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 (2000a), para o período de 1999 a 2002, Souza e Hoff (2003) concluem que o Brasil exibe 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

---

<sup>3</sup> Ver Fischer (2001).

<sup>4</sup> Como exemplo, o caso da Argentina no início de 2002.

com os indicadores de volatilidade relativa sugerem que o regime cambial brasileiro não está muito distante da flutuação genuína.

O trabalho de Souza e Hoff (2003) 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. Conforme Souza e Hoff (2003), 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 medo da flutuação 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>5</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.

## **I.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 (2000b) 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, 2000b). Neste trabalho, os autores apresentam os mesmos resultados de Calvo e Reinhart (2000a), 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 (2000b) 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 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

---

<sup>5</sup> Abordagens distintas podem ser verificadas em Caballero e Krishnamurthy (2001) e Killeen et al. (2001).

*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. (2002) referem-se ao medo da flutuação 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. É desenvolvido um modelo de crises monetárias, onde o elemento-chave é a presença de uma restrição de margem ao país doméstico.<sup>6</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>7</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 por determinado período, de forma a reduzir a pressão da presença de restrição.

Os testes econométricos 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* e contração do produto, através de mínimos quadrados ordinários e mínimos quadrados de três estágios.<sup>8</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>9</sup>

Os custos de produto 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 (2000a), 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.

---

<sup>6</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>7</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.

<sup>8</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>9</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.

O interesse deste trabalho refere-se à análise do lado nominal da economia, especificamente, verificar se houve alteração na dinâmica de interação das variáveis taxas de câmbio, inflação e juros do período de julho de 1994 a dezembro de 1998 para o período de janeiro de 1999 a março de 2003, com atenção à questão do *pass-through* que, conforme demonstrado, é umas das preocupações apontadas na literatura do medo da flutuação cambial e, sob este ponto de vista, um aspecto fundamental em função dos custos associados aos repasses inflacionários através da variação cambial. No entanto, deve-se destacar que, para o desenvolvimento do presente trabalho, o termo *pass-through* deve ser entendido como a importância relativa das alterações cambiais na explicação do processo inflacionário, diferentemente do sentido que lhe é dado em outros trabalhos, onde o termo assume a forma de coeficiente de repasse cambial. Desta forma, ao longo da análise empírica da dissertação, quando houver referência ao *pass-through*, deve-se dar ao termo o sentido definido acima.

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, aproximadamente, 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 ao consumidor (após um ano, aproximadamente 60% de um choque inicial do câmbio é repassado aos preços de atacado e por volta de 45% do choque é repassado aos preços ao consumidor).

Os resultados empíricos com relação ao caso do Brasil, remete 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, 0.134 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 cambial (julho de 1994 a dezembro de 1998) e de maior flexibilidade (janeiro de 1999 a março de 2003).

## II - Resultados Empíricos

Inicialmente, antes de se apresentar os resultados da análise empírica, serão analisados os coeficientes de variação (indicativo do grau de volatilidade) das séries temporais para se verificar a volatilidade das mesmas. Tomando-se como referência uma ordem decrescente do coeficiente de variação, as variáveis apresentam os seguintes resultados no período de rigidez cambial: IPCA (1.153), Selic (0.410), TCN (0.103) e IPA-DI (0.086).<sup>10</sup> Já no período de flexibilidade cambial, os coeficientes são os seguintes: IPCA (0.770), TCN (0.270), Selic (0.246) e IPA-DI (0.211).

---

<sup>10</sup> A utilização do IPCA e do IPA-DI justifica-se pela diferença entre ambos os índices em especial quando se tenta analisar o possível impacto de mudanças na taxa de câmbio sobre os índices de preços.



Estes resultados não corroboram aqueles sugeridos por Calvo e Reinhart (2000a), e assim, indicam a não existência de problemas de credibilidade para a economia brasileira, tendo em vista uma maior variação do câmbio quando comparado aos juros para o período de flexibilização cambial. Houve uma diminuição do coeficiente de variação da taxa de juros e uma elevação do coeficiente de variação da taxa de câmbio ao se transitar para um regime mais flexível.

A análise empírica desenvolve os modelos de vetores auto-regressivos (VAR) utilizando-se as variáveis Taxa de câmbio nominal (TCN), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Índice de Preços por Atacado – DI (IPADI) e Taxa de Juros (Selic). 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 março de 2003 (regime de câmbio flexível).

## II.1 – Testes de Raízes Unitárias

Conforme se observa pelas tabelas I e II, através do teste ADF todas as variáveis se mostram estacionárias em primeira diferença, ou seja, as séries são integradas de ordem um, I(1), em nível.

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

VARIÁVEL	DEFA-SAGEM	CONSTANTE	TENDÊNCIA	ADF	N	VALOR CRÍTICO		
						(5%)	(1%)	t-prob
DTCN	2	Sim	Não	-5.629 **	50	-2.92	-3.565	0.0068
DIPCA	1	Não	Não	-8.660 **	51	-1.947	-2.608	0.0090
DSELIC	0	Não	Não	-9.449 **	52	-1.947	-2.607	-
DIPADI	0	Sim	Não	-6.976 **	52	-2.918	-3.56	-

Os testes de estacionariedade foram feitos utilizando-se dos softwares PC-Give 10.0 e EViews 3.0, que geram os valores críticos para rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária.

\*\* e \* indicam níveis de significância de 1% e 5% respectivamente.

D = indica primeira diferença. Quando o t-prob não possuir valores indicados, deve-se considerar que trata-se de resultado do teste DF, ou seja, a defasagem neste caso, é zero (0).

**Tabela II – Testes de Raiz Unitária ADF – 1999:01 a 2003:03**

VARIÁVEL	DEFA-SAGEM	CONSTANTE	TENDÊNCIA	ADF	N	VALOR CRÍTICO		
						(5%)	(1%)	t-prob
DTCN	0	Não	Não	-8.468 **	51	-1.947	-2.608	-
DIPCA	1	Não	Não	-7.621 **	51	-1.947	-2.608	-
DSELIC	10	Sim	Sim	-6.235 **	51	-3.499	-4.146	0.0000
DIPADI	1	Sim	Não	-2.912 *	51	-2.919	-3.562	0.0054

\*\* e \* indicam níveis de significância de 1% e 5% respectivamente.

A detecção da estacionariedade ou não das séries temporais exigiu inicialmente a realização do teste ADF para as variáveis em nível e, como 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.

## II.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. 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.

**Tabela III – Seleção do Modelo (DTCN, DIPCA, DSELIC) para estimação do VAR – 1994:07 a 1998:12**

Sistema/Método	Log-Likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	172.21107	-3.3043	-4.4683	-5.1755
Sistema com 4 defasagens	162.50202	-3.6256	-4.5714	-5.1459
Sistema com 3 defasagens	151.16936	-3.8792	-4.6068	-5.0487
Sistema com 2 defasagens	143.95486	-4.3045	-4.8137	-5.1231
Sistema com 1 defasagem	138.10691	-4.7867	-5.0777	-5.2545
<b>SC = Critério de Schwarz</b>	<b>HQ = Critério de Hannan-Quinn</b>	<b>AIC = Critério de Akaike</b>		

**Tabela IV – Seleção do Modelo (DTCN, DIPCA, DSELIC) para estimação do VAR – 1999:01 a 2003:03**

Sistema/Método	Log-Likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	17.637771	3.0089	1.8855	1.1907
Sistema com 4 defasagens	7.7441706	2.7030	1.7902	1.2257
Sistema com 3 defasagens	-5.2970610	2.5206	1.8184	1.3842
Sistema com 2 defasagens	-9.9769077	2.0102	1.5187	1.2148
Sistema com 1 defasagem	-26.379833	1.9596	1.6788	1.5051

**Tabela V – Seleção do Modelo (DTCN, DIPADI, DSELIC) para estimação do VAR – 1994:07 a 1998:12**

Sistema/Método	Log-Likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	124.75553	-1.3269	-2.4910	-3.1981
Sistema com 4 defasagens	119.33465	-1.8269	-2.7727	-3.3473
Sistema com 3 defasagens	111.30150	-2.2181	-2.9456	-3.3876
Sistema com 2 defasagens	104.02112	-2.6406	-3.1498	-3.4592
Sistema com 1 defasagem	93.018122	-2.9080	-3.1990	-3.3758

**Tabela VI – Seleção do Modelo (DTCN, DIPADI, DSELIC) para estimação do VAR – 1999:01 a 2003:03**

Sistema/Método	Log-Likelihood	SC	HQ	AIC
Sistema com 5 defasagens	-61.183712	6.0999	4.9765	4.2817
Sistema com 4 defasagens	-69.889268	5.7474	4.8347	4.2702
Sistema com 3 defasagens	-83.790348	5.5987	4.8966	4.4624
Sistema com 2 defasagens	-87.097686	5.0346	4.5431	4.2391
Sistema com 1 defasagem	-98.283097	4.7794	4.4985	4.3248

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

### II.3 – Análise dos Resultados Econométricos dos Instrumentais do VAR

Os resultados e interpretação das estatísticas do VAR são apresentados através da análise de decomposição de variância e das funções de impulso-resposta.

#### II.3.1 – Análise de Decomposição de Variância

A análise de decomposição de variância nos períodos de rigidez e flexibilidade cambiais, revela que as alterações na taxa de câmbio dependem mais das mudanças nas taxas de juros do que de mudanças em outras variáveis, sendo que, no período de flexibilidade a magnitude da participação relativa dos juros na explicação da variância do câmbio é maior,

quando comparado com o período de rigidez cambial. Por outro lado, quando se analisa a decomposição de variância dos juros para ambos os períodos, observa-se que as suas alterações dependem mais de mudanças no câmbio do que de mudanças em outras variáveis.

Quanto ao comportamento inflacionário, para ambos os períodos, a análise revela que a inflação está mais subordinada às mudanças nos juros do que às mudanças em outras variáveis, e portanto, da condução da política monetária. No entanto, observa-se que a magnitude da participação relativa do câmbio na explicação da inflação é mais elevada no período de flexibilidade cambial do que no período de rigidez cambial. Isto revela o maior repasse das variações do câmbio para a inflação em períodos de flexibilidade cambial quando comparado com períodos de rigidez cambial. Ou seja, o *pass-through*, já definido anteriormente como a participação relativa do câmbio na explicação da inflação, que significa 0,23% no período de rigidez cambial, passa a representar 2,27% no período de flexibilidade cambial.<sup>11</sup>

**Tabela VII: Análise de Decomposição de Variância – Período de Rigidez Cambial (1994:07 a 1998:12) – Modelo com IPCA**

<b>Decomposição de Variância de DTCN</b>				
Período	S.E.	DTCN	DSELIC	DIPCA
1	0.006856	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.007526	97.16163	1.864528	0.973842
10	0.007526	97.16062	1.865317	0.974063
<b>Decomposição de Variância de DSELIC</b>				
Período	S.E.	DTCN	DSELIC	DIPCA
1	0.339272	9.958288	90.04171	0.000000
5	0.340558	10.34318	89.55837	0.098447
10	0.340558	10.34332	89.55823	0.098456
<b>Decomposição de Variância de DIPCA</b>				
Período	S.E.	DTCN	DSELIC	DIPCA
1	0.455202	0.025307	3.446568	96.52813
5	0.458396	0.239224	4.217562	95.54321
10	0.458396	0.239252	4.217566	95.54318

Ordem: DTCN, DSELIC, DIPCA

**Tabela VIII: Análise de Decomposição de Variância - Período de Rigidez Cambial (1994:07 a 1998:12) – Modelo com IPA**

<b>Decomposição de Variância de DTCN</b>				
Período	S.E.	DTCN	DIPADI	DSELIC
1	0.006488	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.007297	88.24164	9.427072	2.331287
10	0.007299	88.22640	9.441155	2.332446
<b>Decomposição de Variância de DIPADI</b>				
Período	S.E.	DTCN	DIPADI	DSELIC
1	1.063019	7.743287	92.25671	0.000000
5	1.079635	9.380670	90.01520	0.604129
10	1.079676	9.384239	90.01132	0.604441
<b>Decomposição de Variância de DSELIC</b>				
Período	S.E.	DTCN	DIPADI	DSELIC
1	0.339494	11.95154	0.480492	87.56797
5	0.341414	12.52518	0.546497	86.92832
10	0.341416	12.52555	0.546825	86.92762

A comparação dos resultados da análise de decomposição de variância das tabelas VII a X acima para o período de rigidez cambial indica que a participação dos juros na decomposição

<sup>11</sup> A ordem das variáveis na análise de decomposição de variância altera a magnitude da participação relativa de determinada variável na explicação da variância de outras variáveis, porém não altera os resultados a nível de interpretação.

de variância do câmbio não se altera (em torno de 2%) com a mudança do índice de preços (IPCA e IPA). No que se refere à decomposição de variância da taxa de juros esta continua sendo predominantemente explicada pela variação na taxa de juros (10,4% para IPCA e 12,5% para IPA-DI). As principais diferenças para o período de rigidez cambial diz respeito aos resultados da decomposição de variância da inflação onde a variação da taxa de câmbio responde por 0,24% quando se utiliza o IPCA e por 9,38% no caso do IPA no período de rigidez cambial, e de 2,27% com o IPCA para 30,44% com o IPA.<sup>12</sup> Por outro lado a taxa de juros parece desempenhar um papel menos relevante na explicação do comportamento inflacionário quando comparado às variações na taxa de câmbio, sendo que os resultados são robustos às mudanças de índices de preços e permanecem as diferenças entre o período de rigidez (em torno de 4%) e o de flexibilidade cambial (próximo de 1%) cambial.

**Tabela IX: Análise de Decomposição de Variância – Período de Flexibilidade Cambial (1999:01 a 2003:03) – Modelo com IPCA**

<b>Decomposição de Variância de DTCN</b>				
Período	S.E.	DTCN	DSELIC	DIPCA
1	0.204366	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.217258	93.74193	6.046133	0.211940
10	0.217261	93.74035	6.047584	0.212065
<b>Decomposição de Variância de DSELIC</b>				
Período	S.E.	DTCN	DSELIC	DIPCA
1	0.230758	1.741765	98.25824	0.000000
5	0.249382	9.712834	87.66784	2.619323
10	0.249386	9.714573	87.66541	2.620022
<b>Decomposição de Variância de DIPCA</b>				
Período	S.E.	DTCN	DSELIC	DIPCA
1	0.520897	1.947667	2.805224	95.24711
5	0.529453	2.269974	4.343961	93.38606
10	0.529455	2.270078	4.344325	93.38560

Ordem: DTCN, DSELIC, DIPCA

**Tabela X: Análise de Decomposição de Variância – Período de Flexibilidade Cambial (1999:01 a 2003:03) – Modelo com IPA**

<b>Decomposição de Variância de DTCN</b>				
Período	S.E.	DTCN	DIPADI	DSELIC
1	0.204180	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.217117	94.22778	0.556477	5.215747
10	0.217168	94.19887	0.586851	5.214281
<b>Decomposição de Variância de DIPADI</b>				
Período	S.E.	DTCN	DIPADI	DSELIC
1	2.276764	6.893895	93.10610	0.000000
5	3.807081	30.24124	68.61850	1.140263
10	3.866053	30.44765	68.38270	1.169653
<b>Decomposição de Variância de DSELIC</b>				
Período	S.E.	DTCN	DIPADI	DSELIC
1	0.219580	1.550809	0.810046	97.63915
5	0.248855	11.33889	6.445144	82.21597
10	0.249213	11.41414	6.601294	81.98456

<sup>12</sup> Tal resultado justificaria, ainda que parcialmente, a existência de um medo da flutuação para o caso brasileiro quando se considera o modelo com o IPA, independentemente do regime cambial mais ou menos flexível, embora com a maior flexibilidade cambial tal receio fica ainda mais nítido.

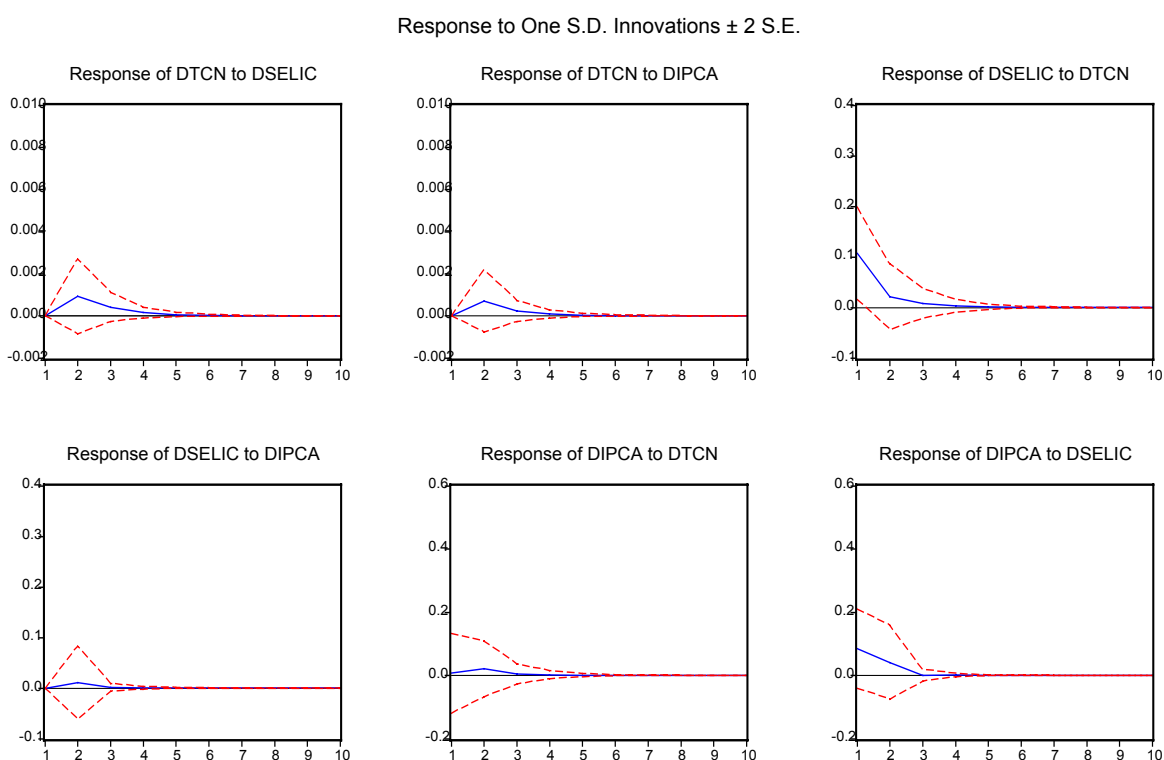
### II.3.2 – Análise das Funções de Resposta aos Impulsos

As figuras de I a IV apresentam as funções de impulso-resposta das séries temporais para os períodos de rigidez e flexibilidade cambiais. A análise do período de rigidez cambial, revela que os choques cambiais exercem um impacto negativo, porém de curta duração sobre as taxas de juros, enquanto que para o período de flexibilidade, estes choques desempenham um impacto positivo e de curta duração sobre os juros. Quanto aos choques nas taxas de juros, a análise dos períodos de rigidez e flexibilidade cambiais, revela que estes desempenham um impacto negativo e de curta duração sobre a inflação.

A comparação dos resultados das funções impulso resposta mostram algumas diferenças significativas quando se altera o índice de preços utilizado. No modelo com IPCA e durante o período de rigidez cambial não há resposta da inflação a variações do câmbio dado que este não possui variação significativa, e ocorre uma pequena resposta positiva e de curta duração da taxa de câmbio a choques inflacionários. No período de flexibilidade cambial e com o IPCA o câmbio não responde a choques inflacionários, o que pode ser explicado pelo papel dos juros no controle inflacionário no regime de metas inflacionárias.

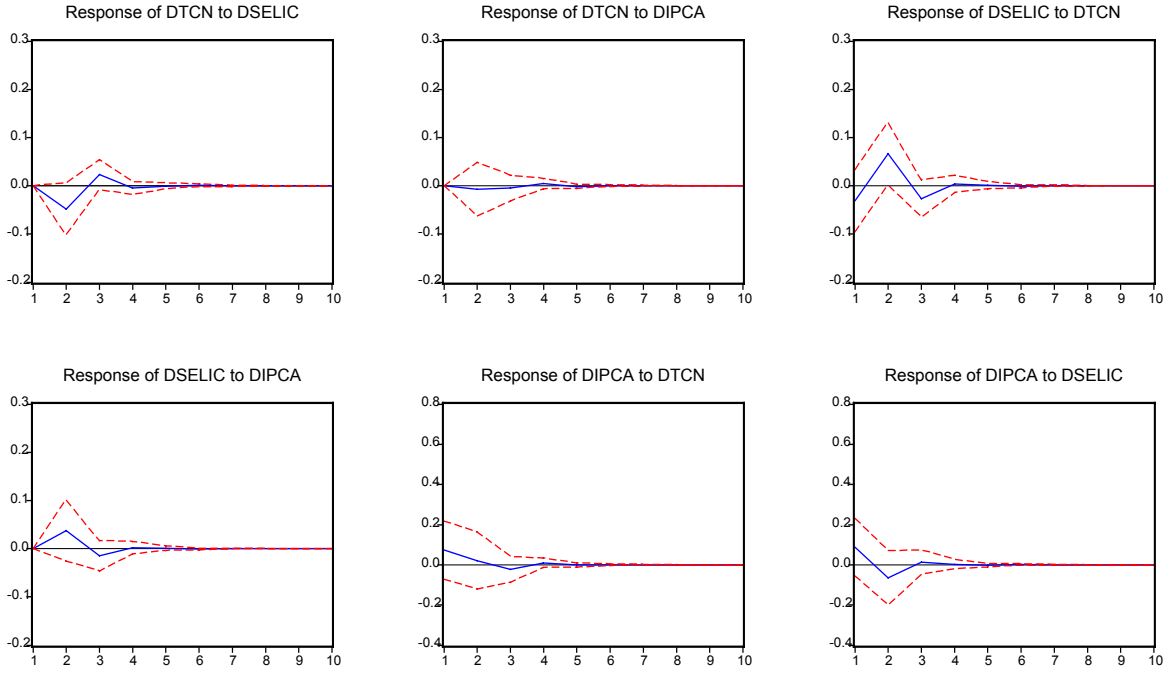
Ao se analisar as funções de impulso resposta no modelo com IPA (figuras III e IV) fica claro que choques na taxa de câmbio exercem um impacto significativo e de maior duração na inflação, o mesmo ocorrendo para choques na taxa de inflação e seus impactos sobre a taxa de câmbio durante o período de rigidez cambial (figura III). No caso do período de flexibilidade cambial, a taxa de câmbio não parece ser guiada por choques inflacionários, porém o contrário não é verdadeiro já que choques na taxa de câmbio possuem um impacto positivo e duradouro sob a taxa de inflação. Tal resultado corrobora as evidências e o chamado medo da flutuação já encontrado na análise de decomposição de variância porém no caso das funções impulso resposta tal receio parece estar mais circunscrito ao período de flexibilidade cambial e ao modelo com o IPA ao invés do IPCA.

**Figura I-Funções de Resposta aos Impulsos – 1994:07 a 1998:12 – Modelo com IPCA**



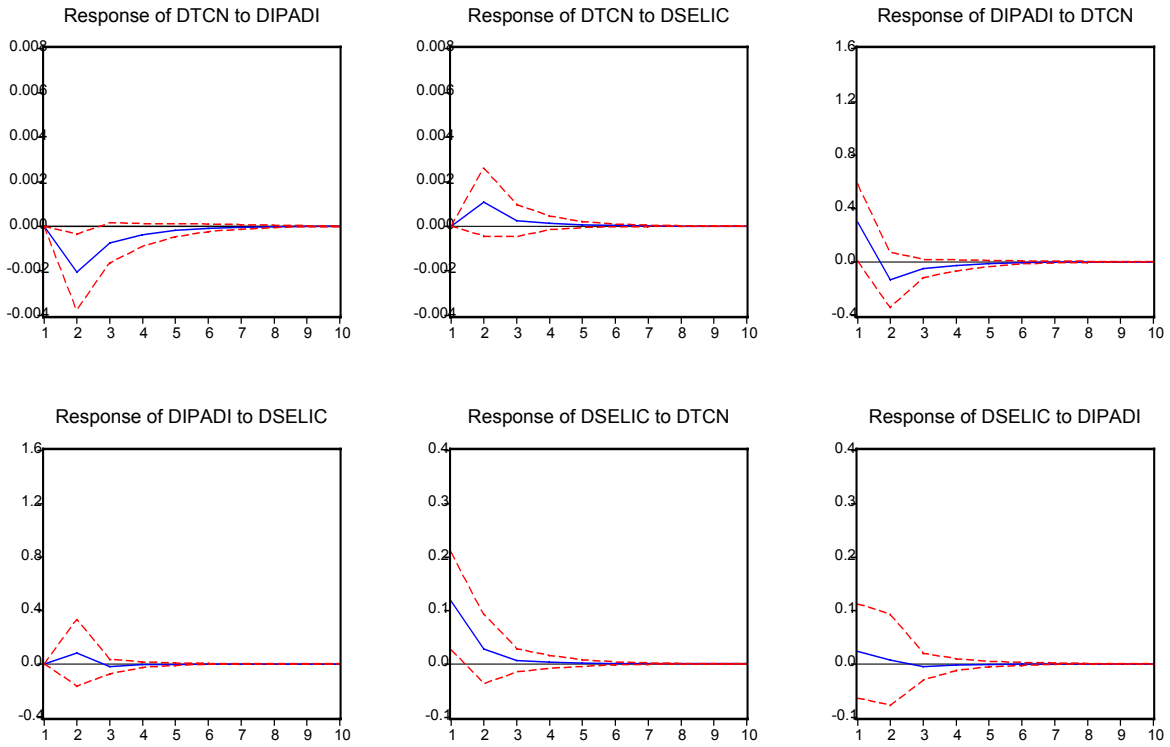
**Figura II - Funções de Resposta aos Impulsos – 1999:01 a 2003:03 – Modelo com IPCA**

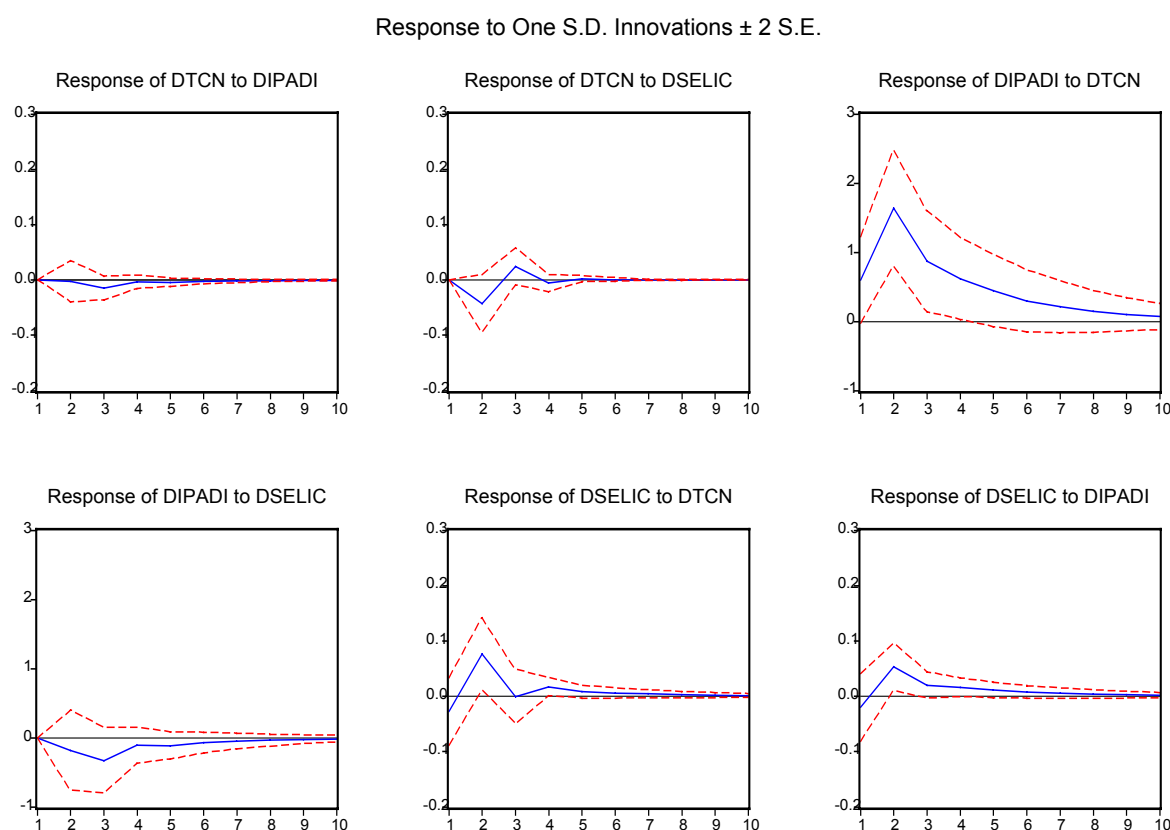
Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Figura III - Funções de Resposta aos Impulsos – 1994:07 a 1998:12 – Modelo com IPA**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Figura IV - Funções de Resposta aos Impulsos - 1999:01 a 2003:03 – Modelo com IPA**

## II.4 – Testes de Causalidade de Granger

A estimação do VAR foi realizada com apenas uma defasagem tendo em vista os critérios de informação já discutidos, porém cabe destacar a opção pela realização do teste de causalidade com a utilização de duas defasagens em função do critério de Davidson e MacKinnon (1993), de se utilizar mais em vez de menos defasagens dada a alta sensibilidade do teste de Granger<sup>13</sup>.

As tabelas de XI a XII apresentam os testes de causalidade de Granger com duas defasagens, das séries temporais para os períodos de rigidez e flexibilidade cambiais. O teste de causalidade de Granger revela que no período de rigidez cambial, não existe relação de causalidade entre as variáveis a não ser no caso de variação da taxa de câmbio que causa no sentido Granger a inflação média pelo IPA. No período de flexibilidade, as alterações do câmbio causam (no sentido Granger) inflação e movimentos na taxa de juros quando se utiliza o IPCA, e movimento na taxa de câmbio causam inflação e esta por sua vez causa alterações na taxa de juros quando se utiliza o IPA. Assim sendo, câmbio tem impacto sobre preços independentemente do índice de preço utilizado, o que também corrobora a preocupação com uma possível volatilidade excessiva da taxa de câmbio sob regime flutuante.

<sup>13</sup> Deve ser ressaltado que podem ocorrer resultados conflitantes quando da escolha do número de defasagens na análise. O teste de causalidade de Granger mostra-se bastante sensível ao número de defasagens (*lags*) utilizadas e, desta forma, Davidson e MacKinnon (1993), recomendam usar mais defasagens em vez de menos defasagens.

Tabela XI – Testes de Causalidade – 1994:07 a 1998:12

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
DIPCA não causa, no sentido Granger, DTCN	0.55894	0.57565
DTCN não causa, no sentido Granger, DIPCA	1.95491	0.15316
DSELIC não causa, no sentido Granger, DTCN	0.37209	0.69135
DTCN não causa, no sentido Granger, DSELIC	1.03790	0.36234
DSELIC não causa, no sentido Granger, DIPCA	1.22264	0.30384
DIPCA não causa, no sentido Granger, DSELIC	0.24526	0.78352
DIPADI não causa, no sentido Granger, DTCN	2.53957	0.08991
DTCN não causa, no sentido Granger, DIPADI**	11.1547	0.00011
DSELIC não causa, no sentido Granger, DIPADI	2.53366	0.09039
DIPADI não causa, no sentido Granger, DSELIC	0.53119	0.59147

Amostra com 51 observações e com 2 defasagens.

\* e \*\* indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5% e 1% respectivamente.

D = indica primeira diferença.

Tabela XII – Testes de Causalidade – 1999:01 a 2003:03

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
DIPCA não causa, no sentido Granger, DTCN	0.31024	0.73479
DTCN não causa, no sentido Granger, DIPCA**	7.27603	0.00180
DSELIC não causa, no sentido Granger, DTCN	1.95014	0.15384
DTCN não causa, no sentido Granger, DSELIC**	5.25369	0.00881
DSELIC não causa, no sentido Granger, DIPCA	0.64311	0.53032
DIPCA não causa, no sentido Granger, DSELIC	1.32975	0.27452
DIPADI não causa, no sentido Granger, DTCN	0.78831	0.46066
DTCN não causa, no sentido Granger, DIPADI**	11.0442	0.00012
DSELIC não causa, no sentido Granger, DIPADI	1.99510	0.14760
DIPADI não causa, no sentido Granger, DSELIC**	5.50579	0.00718

\* e \*\* indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5% e 1% respectivamente.

D = indica primeira diferença.

## 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. Uma dos resultados empíricos sugeridos pela literatura (Calvo e Reinhart, 2000a) indica a ocorrência de uma maior volatilidade dos juros e dos agregados monetários 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).

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 e inflação) e se o medo da flutuação cambial é justificável para a economia brasileira no período de transição de regimes cambiais. A resposta é afirmativa para a primeira questão ao se constatar alteração na dinâmica entre tais variáveis (conforme se observa quanto ao *pass-through* apurado e quanto aos resultados dos testes de causalidade) ao se transitar de um regime mais rígido para um mais flexível, o que de alguma forma corrobora a hipótese inicial, uma vez que tal mudança de regime altera a forma



de condução da política econômica no que tange à manutenção da estabilidade inflacionária. Quanto à segunda questão (receio da flutuação), os resultados para o Brasil possuem uma certa dicotomia, dado que de um lado se afastam daqueles resultados encontrados para outros países que vivenciaram a transição de regimes (o problema de credibilidade parece não ser fundamental para a economia brasileira), e por outro lado se aproximam das demais experiências ao se constatar a importância das mudanças na taxa de câmbio sobre o processo inflacionário, e por consequência sobre a própria taxa de juros. A análise das funções impulso resposta, em especial para o no modelo com IPA, revela que choques na taxa de câmbio exercem um impacto significativo e de maior duração na inflação, o mesmo ocorrendo para choques na taxa de inflação e seus impactos sobre a taxa de câmbio durante o período de rigidez cambial. No caso do período de flexibilidade cambial, a taxa de câmbio não parece ser guiada por choques inflacionários, porém o contrário não é verdadeiro já que choques na taxa de câmbio possuem um impacto positivo e duradouro sob a taxa de inflação. Tal resultado corrobora as evidências e o chamado medo da flutuação já encontrado na análise de decomposição de variância, porém no caso das funções impulso resposta tal receio parece estar mais circunscrito ao período de flexibilidade cambial e ao modelo com o IPA ao invés do IPCA.

Uma lição mais geral a ser assimilada com este estudo empírico comparando o comportamento da taxa de câmbio, da inflação e dos juros na transição de regime cambial brasileiro é a relevância da taxa de câmbio como uma variável fundamental de política macroeconômica dado que esta possui vínculos estreitos com o comportamento dos preços (inflação) e dos instrumentos de política econômica (juros). Cabe ressaltar a necessidade de que se adote uma política macroeconômica ativa quanto à taxa de câmbio, ou seja, em diversos momentos pode ser necessário algum grau de controle da mesma por parte das autoridades monetárias, ainda que o regime seja flexível.

## BIBLIOGRAFIA

- Andrade, J.P. e Divino, J.A.C.A. “Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil”. IPEA, RJ, 2001.
- Caballero, R.J. e Krishnamurthy, A. “A “Vertical” Analysis of Crises and Interventions: Fear of Floating and Ex-Ante Problems”, NBER, 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. e Végh, C.A. “Credibility and the Dynamics of Stabilization Policy: A Basic Framework”, IMF Working Paper, número 90/110, nov.1990.
- Calvo, G.A e 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 e Végh, C.A. “Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries”. NBER, 1999.
- Calvo, G. A. e Reinhart, C. M. “Fear of Floating”, NBER, 2000a.
- Calvo, G. A. e Reinhart, C. M. “Fixing for your life”, NBER, 2000b.
- Cavallo, M., Kisselev, K., Perri, F. e Roubini, N. “Exchange Rates Overshooting and the costs of floating”, NBER, 2002.
- Davidson, R. e MacKinnon, J.G. *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, Nova York, 1993.
- Dickey, D. e 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.
- Enders, W. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Eviews 3.0. *User Guide: Econometrics Views*. California, Quantitative Micro Software, 2002.
- Goldfajn, I. e Werlang, S.R.C. “The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study, Banco Central do Brasil, 2000.
- Granger, C.W.J. e 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. e Stein, E. “Original Sin, Passthrough, and Fear of Floating”, Mimeo, 2001.

Killeen, W.P., Lyons, R. K. e Moore, M.J. “Fixed versus flexible – Lessons from E.M.S. order flow”, NBER, 2001.

Lahiri, A. e Végh, C. A . “Living with the Fear of Floating: An Optimal Policy Perspective”, NBER, 2001.

Leigh, D. e Rossi, M. “Exchange Rate Pass-Through in Turkey, IMF Working Paper, 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”. Banco Central do Brasil, 2001.

Souza, F.E.P. de e Hoff, C. R. “O Regime Cambial Brasileiro: Flutuação Genuína ou Medo de Flutuação?”, XXXI Encontro Nacional de Economia , Porto Seguro, BA, 2003.