

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1121

LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAIS E INFLAÇÃO: A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS-REAL

**Helder Ferreira Mendonça
Manoel Carlos de Castro Pires**

Rio de Janeiro, outubro de 2005

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1121

LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAIS E INFLAÇÃO: A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS-REAL*

Helder Ferreira Mendonça**
Manoel Carlos de Castro Pires***

Rio de Janeiro, outubro de 2005

* Os autores agradecem a Flávio Vilela Vieira e a Michele Polline Veríssimo as sugestões feitas a uma versão anterior que deu origem a este trabalho. Agradecemos, ainda, os profícuos comentários realizados por dois pareceristas anônimos. Como de praxe, as possíveis omissões ou imprecisões são de inteira responsabilidade dos autores. A ser publicado na revista *Estudos Econômicos* da Fipe/USP.

** Do Departamento de Economia da UFF e do CNPq.

*** Da Coordenação de Finanças Públicas do IPEA e Doutorando em Economia da UnB.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Glauco Arbix

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretor de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

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

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

ISSN 1415-4765

JEL E31, E63

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

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

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 O EFEITO DA LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAIS SOBRE A INFLAÇÃO 4

3 ANÁLISE EMPÍRICA PARA O CASO BRASILEIRO 7

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS 20

APÊNDICE 22

BIBLIOGRAFIA 27

SINOPSE

Nos anos 1990, desenvolveu-se a idéia de que a liberalização da conta de capitais seria capaz de disciplinar a condução da política monetária para a busca da estabilidade de preços. Com base nesse argumento é feito um desenvolvimento para o modelo Gruben e McLeod (2001), por meio da inclusão da dinâmica da dívida pública como uma restrição à função utilidade da autoridade monetária. Ademais, é feita uma análise empírica para o caso brasileiro no período posterior à introdução do Plano Real (por meio da aplicação de VAR), com o objetivo de avaliar se o aumento da liberalização da conta de capitais contribuiu para a estabilidade de preços. Os resultados encontrados sugerem que uma redução na liberalização da conta de capitais é capaz de atenuar a pressão inflacionária e que a duração desse efeito depende do regime de câmbio em vigor.

ABSTRACT

In the 1990s the idea that capital account liberalization represented a mechanism for disciplining the conduction of the monetary policy in the search for price stability was developed. Based on this argument, a new version of Gruben e McLeod's (2001) model applying a dynamic public debt constraint to the monetary authority's utility function is made. Furthermore, an empirical analysis (through application of VAR) was made for the Brazilian case with the objective of evaluating if the increase in the capital account liberalization after the introduction of the Real Plan contributed to price stability. The findings denote that a decrease in the capital account liberalization is capable of attenuating inflationary pressure and that the duration of this effect depends on the exchange regime used.

1 INTRODUÇÃO

O trilema da economia aberta ou trindade inconsistente, um resultado sumariado por Obstfeld e Taylor (1998) a partir do modelo Mundell-Fleming, afirma que a conjugação de três condições: a mobilidade de capitais, o câmbio fixo e a autonomia para realizar políticas monetárias independentes, não representam uma combinação factível para o mundo real. Nesse sentido, uma das condições supracitadas deve ser abandonada para que as outras duas possam vigorar. Durante o sistema de Bretton Woods a opção encontrada foi a exclusão da mobilidade de capitais combinada a um sistema de taxas de câmbio fixas, porém ajustáveis, com a autonomia de políticas econômicas.

Com o aumento da mobilidade de capitais no início dos anos 1970 e a conseqüente derrocada do sistema de Bretton Woods, tornou-se crescente a adoção de regimes cambiais intermediários por diversos países. A justificativa para esse comportamento se deve ao fato de que tal estrutura não cria os desalinhamentos excessivos de um regime de câmbio flutuante e permite alguma independência para a realização de políticas econômicas. Esta foi a alternativa encontrada durante os anos 1980 e o início dos anos 1990, com a experiência do Sistema Monetário Europeu e por grande parte dos países emergentes.

Não obstante, a maioria dos países que adotaram a estrutura sobredita foi alvo de ataques especulativos que culminaram com a flexibilização ou mesmo o abandono desse tipo de regime de câmbio. No caso dos membros do Sistema Monetário Europeu foi observada uma ampliação das bandas cambiais de $\pm 2,25\%$ para $\pm 15\%$. Além disso, conforme apontado por Eichengreen (1994), um exemplo concreto de abandono do uso de regimes de câmbio intermediários é a formação de uma união monetária pelos países europeus e o aumento do uso do câmbio flutuante pelos países emergentes (Brasil, México, Argentina e alguns países asiáticos).

A partir de meados dos anos 1990 tornou-se fundamental, para avaliar os regimes cambiais, a necessidade de evitar o problema de inconsistência temporal na condução das políticas econômicas e a prevenção de crises. Sob essa perspectiva, a idéia de que escolhas bipolares (adoção de um regime de câmbio fixo ou flexível) seriam superiores à adoção de arranjos cambiais intermediários tornou-se dominante.¹ A justificativa para essa visão é que os arranjos intermediários seriam difíceis de serem sustentados e mais propensos a crises.

Todavia, no final dos anos 1990, a visão supracitada passou a ser criticada por diversos autores. Frankel (1999), mostrando-se contrário à visão bipolar, defende o argumento de que a obtenção de alguma estabilidade cambial concomitante à independência monetária seria factível devido à existência de graus variáveis de mobilidade de capitais entre as opções extremas de total controle e de perfeita mobilidade de capitais. Um outro agravante, conforme apontado por Lourenço (2004), é que os resultados empíricos favoráveis à solução bipolar mostraram-se frágeis devido às discrepâncias entre regimes cambiais oficiais, *de jure*, e regimes cambiais efetivos, *de facto*.

1. A visão bipolar também é conhecida como "solução de canto" (*corner solution*) ou "desaparecimento do centro" (*hollowing-out*).

Além dos pontos acima, Levy-Yeyati e Sturzenegger (2002) e Fischer (2001) mostram argumentos contrários à aplicabilidade da visão bipolar ao caso de países em desenvolvimento. Os primeiros autores salientam que para a validade da “abordagem bipolar” seria necessária uma exposição a fortes fluxos de capitais, enquanto Fischer (2001) ressalta o fato de que os países que não se encontram nessa situação possuem um grande conjunto de opções de regimes cambiais intermediários. A idéia de que, no contexto das escolhas bipolares, os regimes de câmbios flexíveis seriam mais adequados para países de mercado emergente também é alvo de críticas. Segundo Calvo e Reinhart (2002), a preocupação dos bancos centrais (BCs) com o impacto de variações na taxa de câmbio sobre a inflação e sobre os sistemas financeiros nacionais tem levado à intervenção deliberada na flutuação das moedas (utilização ativa de reservas e de taxa de juros), mesmo que os países tenham anunciado que adotam taxas de câmbio flexíveis. Esse tipo de procedimento foi batizado por Reinhart (2000) como “medo de flutuar” (*fear of floating*).²

Independentemente da opção utilizada para o regime de câmbio, não é possível desprezar a mobilidade de capital em um mundo globalizado. A abordagem convencional do mercado de ativos implica que, em equilíbrio, o rendimento de dois ativos semelhantes mensurados na mesma moeda deve ser igual. Em outras palavras, a condição da paridade descoberta de juros determina que a taxa de juros doméstica (i^D) equivale à taxa de juros estrangeira (i^*) mais a desvalorização esperada da moeda nacional $[(E_{t+1}^e - E_t)/E_t]$, isto é, $i^D = i^* + [(E_{t+1}^e - E_t)/E_t]$. A equação da paridade descoberta dos juros revela que, tomando as expectativas como dadas, a política monetária deve respeitar uma restrição que determina o nível de taxa de juros consistente com o equilíbrio externo. Destarte, conclui-se que, independentemente do regime cambial em vigor, a mobilidade de capitais tem o efeito de reduzir a autonomia das políticas econômicas domésticas. Esse resultado foi classificado por Dornbusch (1998) como o primeiro corolário da mobilidade de capitais.

Concomitantemente às transformações ocorridas quanto ao uso do regime de câmbio, ao longo dos anos 1980 e 1990, a teoria referente à credibilidade da condução da política econômica apresentou avanços significativos nesse período. A antiga literatura sobre regras *versus* discricção, que se concentrava nas intenções e na capacidade do responsável pela política, foi alterada de forma substancial pelos estudos desenvolvidos por Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983).³ Antes desses estudos, os principais argumentos para o uso de regras consistiam no conhecimento imperfeito sobre a economia e a tendência das autoridades do governo em conduzir a política econômica para fins inadequados do ponto de vista do bem-estar social.⁴ Essa perspectiva sobre regras ou discricção foi alterada de forma que as regras passaram a ser entendidas como um compromisso para a autoridade política.

2. Em relação à adoção de uma união monetária, Eichengreen, Tobin e Wyplosz (1995) ressaltam que a flutuação cambial não é inevitável, pois as relações financeiras e comerciais com os países que não integram a união monetária não são eliminadas. Por outro lado, embora a flutuação cambial permita maior poder de discricção às autoridades monetárias, não deve ser desprezado o custo referente ao possível distanciamento da taxa de câmbio em relação à taxa de equilíbrio.

3. Para uma análise sobre a gênese e os desdobramentos da teoria da credibilidade, ver Drazen (2000).

4. Um bom exemplo é o estudo elaborado por Friedman (1968).

A mudança na análise sobre regras *versus* discricção culminou com a necessidade de serem desenvolvidas estruturas para a política monetária que tivessem como preocupação básica a estabilidade de preços. Com essa finalidade, Rogoff (1985) elaborou o artigo que serve como referência básica para a literatura sobre a proposição de um BC independente. A idéia central é que um BC independente seria capaz de remover o viés inflacionário da condução da política monetária, pois deixaria de ceder às pressões do governo para o financiamento de déficits.⁵ Em geral, os modelos sobre credibilidade têm mostrado a importância de um anúncio crível para a condução da política econômica com o objetivo de reduzir a incerteza dos agentes econômicos e os sacrifícios das autoridades monetárias em atingir seus objetivos de longo prazo.

De forma análoga à proposição de independência do BC, a idéia de liberalização da conta de capitais representa uma restrição à condução da política monetária. A necessidade de um comportamento transparente e confiável para a política se justifica pelo fato de que o responsável por sua condução é penalizado por meio de uma fuga de capitais (substituição de moedas). Os agentes reagem dessa forma quando percebem uma perda no valor dos ativos que estão retendo devido a uma política monetária mais frouxa. No caso de relaxamento na administração da política monetária poderia haver dois resultados possíveis: *a*) perda de reservas, no caso de um regime de câmbio intermediário; ou *b*) desvalorização cambial, no caso de um regime de câmbio flutuante. Assim, o aumento da elasticidade de substituição da moeda doméstica por moeda estrangeira, resultado da política de liberalização, tornaria a política monetária mais disciplinada e conservadora (avessa à inflação).

A idéia central contida no artigo é de que a liberalização da conta de capitais restringe o grau de autonomia da política monetária doméstica e contribui para a redução das taxas de inflação. Com base nesse argumento, é elaborada uma nova versão do modelo teórico de Gruben e McLeod (2001), e é feita uma análise empírica para o caso brasileiro, com o objetivo de avaliar se o aumento da liberalização da conta de capitais no período posterior à introdução do Plano Real contribuiu para a estabilidade de preços. Além desta introdução, o artigo encontra-se dividido em mais três seções. A Seção 2 faz uso de um modelo teórico para mostrar como uma menor restrição ao movimento de capitais pode contribuir para a obtenção de uma menor inflação; a Seção 3 mostra uma metodologia para a obtenção de um índice de controle de capitais e analisa as evidências empíricas entre o índice obtido e os índices de preços [Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI)] por meio da aplicação de Vetores Auto-Regressivos (VARs) para o período posterior à introdução do Plano Real; por último na Seção 4, é apresentada a conclusão do artigo.

5. Cukierman (1994) destaca o fato de que a experiência de países que convivem com elevada inflação tem demonstrado que a conquista da estabilidade tem sido obtida via desenvolvimento. Portanto, tal objetivo não pode ser alcançado somente pela delegação de autoridade para o BC. Além disso, a discussão sobre a independência do BC não depende apenas do aspecto econômico, mas também do político. Para uma análise sobre a teoria da independência do BC, ver Berger, de Haan, e Eijffinger (2001).

2 O EFEITO DA LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAIS SOBRE A INFLAÇÃO

O modelo que será apresentado nesta seção segue, em grande medida, a linha sugerida por Agénor e Montiel (1996) e a análise de Gruben e McLeod (2001), exceto pela inclusão de uma restrição que será especificada a seguir. A finalidade desta seção é mostrar de que forma a liberalização da conta de capitais poderia contribuir para disciplinar o comportamento da autoridade em busca da estabilidade de preços. De acordo com a visão de Gruben e McLeod (2001), a liberalização da conta de capitais deve ser entendida como uma sinalização para os agentes econômicos de como a política monetária será conduzida no futuro. Especificamente, é esperado que os agentes econômicos interpretem a liberalização da conta de capitais como um sinal do comprometimento do BC na condução da política monetária para o combate à inflação. Esse tipo de sinalização é importante, sobretudo para o caso de pequenas economias abertas, uma vez que, na maioria dos casos, a inflação elevada é resultado do financiamento do déficit público por meio de emissão monetária.⁶

A liberalização da conta de capitais seria capaz de disciplinar a condução da política monetária, evitando que o BC siga uma estratégia que coloque em risco a estabilidade de preços. Sob essa perspectiva, a autoridade monetária sinaliza ao público que está disposta a sofrer punições no caso de adotar uma política monetária inflacionária. Essa punição acontece por meio da substituição da moeda doméstica por moeda estrangeira (acarretando perda de reservas, se o câmbio for fixo) ou aumento da inflação (se o câmbio for flutuante). Portanto, o BC se depara com um conflito entre a taxa de emissão monetária para garantir receitas ao governo e a defesa do poder de compra da moeda. Dessa forma, o objetivo do BC consiste em maximizar uma função utilidade dada por:

$$U_{BC} = \theta_1 s(\pi^e) + \theta_2 \delta(\pi^e, \pi^*, \pi) \quad (1)$$

onde,

$$\theta_1, \theta_2 > 0$$

o primeiro termo da equação indicado como s representa as receitas de senhoriagem; o segundo termo denotado por δ reflete os efeitos sobre a balança comercial e a conta de capitais (expressos em termos de variação de reservas ou do câmbio nominal); θ_1 é o peso que o BC atribui à receita de senhoriagem, que é compensado pelo seu comprometimento com a preservação da taxa de câmbio θ_2 . Ademais, π^e é a inflação esperada, π^* representa a inflação externa e π corresponde à inflação observada.⁷

Dada a possibilidade de uso da receita de senhoriagem pelo governo para o financiamento do setor público, isso implica que o BC deve levar em conta a dinâmica da dívida pública [equação (2)] como uma restrição à sua função utilidade,

6. A principal justificativa para a rotina do uso de receitas de senhoriagem, por essas economias, se deve ao alto custo político da elevação da carga tributária.

7. Quanto maior o grau de independência da autoridade monetária menor é o valor de θ_1 .

$$\dot{b} = (g - i) + (r + \pi - x)b - s^8 \quad (2)$$

Essa condição afirma que o endividamento do governo (b) depende de três fatores: a) do déficit primário ($g - i$); b) da incidência da taxa de juros real (r), da taxa de inflação observada e da taxa de crescimento do PIB (x) sobre o estoque da dívida pública;⁹ e c) da receita de senhoriagem.

Ao se admitir que a demanda por moeda é da forma semilog de Cagan, isso implica que, quando o mercado monetário está em equilíbrio, obtém-se:

$$s = \mu m_o \exp(-\alpha(\tau_1) (\pi^e - \pi^*)) \quad (3)$$

onde μ é a taxa de crescimento da oferta de moeda (m_o) e α é a elasticidade da demanda por moeda e depende, positivamente, do grau de liberalização da conta de capitais (τ_1).¹⁰

Em relação ao imposto inflacionário, é observado que o relaxamento do controle de capitais contribui para a redução de sua incidência sobre os agentes econômicos devido à facilitação em substituir a moeda doméstica por outra estrangeira. Sabendo-se que em equilíbrio as expectativas estão dadas, que a taxa de crescimento monetário equivale à taxa de inflação observada ($\mu = \pi$), e que a taxa de crescimento monetário que maximiza a receita de senhoriagem corresponde a $(\alpha(\tau_1))^{-1}$, isso implica que a liberalização da conta de capitais reduz a taxa de inflação que maximiza a receita de senhoriagem.

Os custos da senhoriagem são medidos em termos da perda potencial de reservas e/ou variações no câmbio nominal que ocorrem quando a inflação observada excede a inflação externa. Por sua vez, o volume de reservas disponível ao BC e as variações no câmbio nominal dependem do saldo comercial e da entrada líquida de capitais. Em relação ao saldo comercial, admite-se como sendo a função do diferencial entre a inflação interna e a inflação externa e da liberalização relativa à conta corrente. A entrada líquida de capitais depende do diferencial entre a inflação esperada e a inflação externa e da liberalização do controle de capitais. Destarte, admitindo-se que a inflação externa é nula, a perda potencial de reservas e/ou variações no câmbio nominal são dadas por:

$$\delta = \exp(\gamma_1 \tau_1 \pi^e + \gamma_2 \tau_2 \pi) \quad (4)$$

8. Vale ressaltar que as variáveis na equação (2) encontram-se normalizadas pelo Produto Interno Bruto (PIB). A inclusão dessa equação representa um avanço em relação ao modelo de Gruben e McLeod (2001), uma vez que esses autores não tratam da questão fiscal, ou seja, o BC não se preocupa com a trajetória da dívida pública.

9. Nesse caso, a taxa de juros real e a taxa de inflação contribuem para a elevação do endividamento, enquanto a taxa de crescimento do PIB contribui para a sua redução.

10. A demanda por moeda, tal como definida na equação (3), possibilita a incorporação do diferencial de juros, na medida em que a paridade descoberta dos juros afirma que, em um país com mobilidade plena de capitais, o retorno entre ativos internos e ativos internacionais deve ser igual quando medido em uma mesma moeda. Quando esses rendimentos são diferentes, supondo que os mercados são eficientes, esse diferencial dá uma medida da presença de controle de capitais na economia, pois impede que operações de arbitragem igualem os retornos. Assim, a paridade descoberta pode ser reescrita da forma: $\tau_1 = \rho - i^* - [(E_{t+1}^e - E_t)/E_t] - v$, onde v se refere à percepção de risco. Para maiores detalhes, ver Williamson (2000).

onde $\gamma_1\tau_1$ é o efeito devido à inflação esperada (γ_1) e à liberalização da conta de capitais (τ_1) e $\gamma_2\tau_2$ é o efeito devido ao impacto da inflação efetiva (γ_2) e à liberalização da conta corrente (τ_2).

Assumindo-se que $m_0 = 1$ e mantendo-se a hipótese de que $\pi^* = 0$, o problema da autoridade monetária consiste em maximizar a condição a seguir em relação à taxa de inflação:

$$U_{BC} = \theta \mu \exp(-\alpha(\tau_1)\pi) - \exp(\gamma_1\tau_1\pi + \gamma_2\tau_2\pi) \quad (5)$$

onde

$$\theta = \theta_1/\theta_2$$

sujeito a:

$$\dot{b} = (g - i) + (r + \pi - x)b - \mu \exp(-\alpha(\tau_1)\pi)$$

No caso de um regime discricionário, as autoridades monetárias tomam as expectativas como dadas e, no equilíbrio, a inflação equivale à taxa de crescimento monetário ($\mu = \pi$). Logo, fazendo-se uso do problema descrito na equação (5) e aplicando-se *log* em ambos os lados da igualdade obtida, obtém-se a equação para a inflação doméstica resultante da maximização em relação à taxa de inflação,

$$\pi = \ln[(\theta - \lambda)/\gamma_2\tau_2](\alpha(\tau_1) + \gamma_1\tau_1 + \gamma_2\tau_2)^{-1} \quad (6)$$

onde λ representa o multiplicador de Lagrange associado à variação da dívida.

A equação (6) apresenta implicações importantes para análise da inflação interna. De acordo com a equação sobredita, uma ampliação na abertura da conta de capitais (τ_1) é capaz de reduzir a taxa de inflação que maximiza a função objetivo do BC. A liberalização da conta de capitais tende a reduzir a taxa de emissão monetária, pois o BC tem como objetivo não só a maximização da receita de senhoriagem, mas também a redução da possível perda de reservas ou desvalorização cambial geradas pela emissão monetária.

Uma observação importante é que λ representa a sensibilidade da inflação a variações na dívida pública. Assim, em um ambiente de expansão do endividamento, a inflação se eleva devido à transmissão via λ . Outra possibilidade é que λ pode se elevar quando a dívida estiver em um patamar elevado, mostrando que o BC está mais sensível à dívida do que ao comprometimento antiinflacionário. O segundo caso merece atenção, pois denota uma situação em que o BC estaria mais propenso a fazer uso do aumento da inflação para financiar a dívida pública.

O último ponto sobredito tem um significado importante, pois mostra que, se o BC liberalizar a conta de capitais e reduzir a receita de senhoriagem para evitar uma possível fuga de capitais, há a necessidade de uma disciplina fiscal maior. Caso contrário, o estoque da dívida pública se expande devido à redução da receita de

senhoriagem, fazendo com que, no futuro, ocorra a monetização da dívida, o que, por conseguinte, eleva a taxa de inflação e potencializa a fuga de capitais. Logo, a ausência de um equilíbrio fiscal faz com que a política em consideração careça de credibilidade.

No que se refere às evidências empíricas, observa-se que o estudo de *cross country* tem sido utilizado, na maioria das vezes, para avaliar a relação entre a liberalização da conta de capitais e a taxa de inflação. Ademais, os resultados encontrados na literatura não se mostram unívocos. Rodrik (1998) não encontrou evidências de que a liberalização da conta de capitais causou impacto significativo sobre a taxa de inflação no período 1975-1989. Por outro lado, Gruben e McLeod (2002) encontraram evidências de que a liberalização da conta de capitais ou da conta corrente contribuiu para uma redução de 3% a 6% na taxa de inflação anual média.¹¹

3 ANÁLISE EMPÍRICA PARA O CASO BRASILEIRO

Com o objetivo de realizar a análise empírica, foi construído um índice de controle de capitais (ICC), de janeiro de 1995 a dezembro de 2002. Para aferir o ICC foram levados em conta os decretos restritivos e os liberalizantes emitidos a cada mês. Esses decretos foram codificados em variáveis *dummies* com +1 para decretos restritivos (significando elevação nas restrições ao fluxo de capitais) e -1 para decretos liberalizantes (significando redução na restrição ao fluxo de capitais). Para cada mês foi realizado o saldo entre os decretos restritivos e liberalizantes. Assim, se em um mês o valor obtido foi negativo, o índice indica uma redução das restrições ao fluxo de capitais.

A metodologia supracitada levou em consideração apenas a legislação referente aos capitais de curto prazo (fluxos de portfólio). A justificativa teórica para essa escolha está no fato de que, de acordo com o modelo apresentado, a política monetária se torna disciplinada em razão da possibilidade de fuga de capitais. Tal fuga de capitais se torna uma possibilidade real quando os fluxos de curto prazo se tornam mais relevantes do que os investimentos diretos, uma vez que esses últimos não são influenciados por fatores macroeconômicos de curto prazo.

Em geral, esse tipo de índice para avaliar a existência ou não de controles de capitais em uma economia tem sido alvo de duas críticas principais: *a)* não leva em conta a importância relativa de cada decreto no aspecto qualitativo; e *b)* a emissão de um decreto restritivo não impede a ocorrência de transações no caso de haver presença de corrupção na administração pública. Embora a crítica apresentada no segundo item mostre-se razoável, no período recente Vieira e Holland (2003) e Cardoso e Goldfajn (1997) realizaram estudos empíricos com base em índices apoiados na legislação. Os resultados encontrados pelos autores mencionados sugerem que a utilização desses índices mostra-se relevante para a análise sobre a liberalização da conta de capitais.

11. Em relação à política fiscal, Kim (2003) encontrou evidências de que a liberalização da conta de capital é capaz de disciplinar o déficit público.

A crítica contida no primeiro item não deve ser negligenciada, uma vez que o índice baseado na utilização de *dummies* pode conter erros de medida, por não conseguir avaliar as diferenças qualitativas entre os decretos. Com o objetivo de eliminar o problema apontado, o ICC foi ajustado a partir de seus determinantes. De acordo com Cardoso e Goldfajn (1997), a necessidade da utilização de controle de capitais se deve pelos seguintes motivos: *a*) considerando-se o caso de regime de câmbio fixo, um influxo de capitais promoveria uma expansão da base monetária devido ao acúmulo de reservas que culminaria com um processo inflacionário; *b*) eliminar a tendência para a apreciação da taxa de câmbio real, uma vez que haveria prejuízo para o saldo da balança comercial (aumento das importações e redução das exportações); *c*) inibir o aumento da dívida pública resultante do uso de políticas de esterilização, mantidas por meio de elevadas taxas de juros; e *d*) contribuiria para evitar fuga de capitais em momentos de crises financeiras.

Além dos itens já mencionados, Bartolini e Drazen (1997) afirmam que os países emergentes têm um grande incentivo em impor controle de capitais depois de terem adotado medidas liberalizantes no período anterior. A justificativa para esse procedimento se deve ao fato de que associado à liberalização haveria um aumento no influxo de capitais para o país que adotou essa postura. Portanto, haveria motivos para o surgimento do problema de inconsistência temporal na política anunciada. Em função da forte entrada de capitais, o governo ficaria tentado a impor controles sobre o fluxo no período seguinte, pois dessa forma evitaria a saída dos capitais que ingressaram no período anterior e aumentaria a receita governamental por meio da tributação incidente sobre os capitais que saíssem do país.

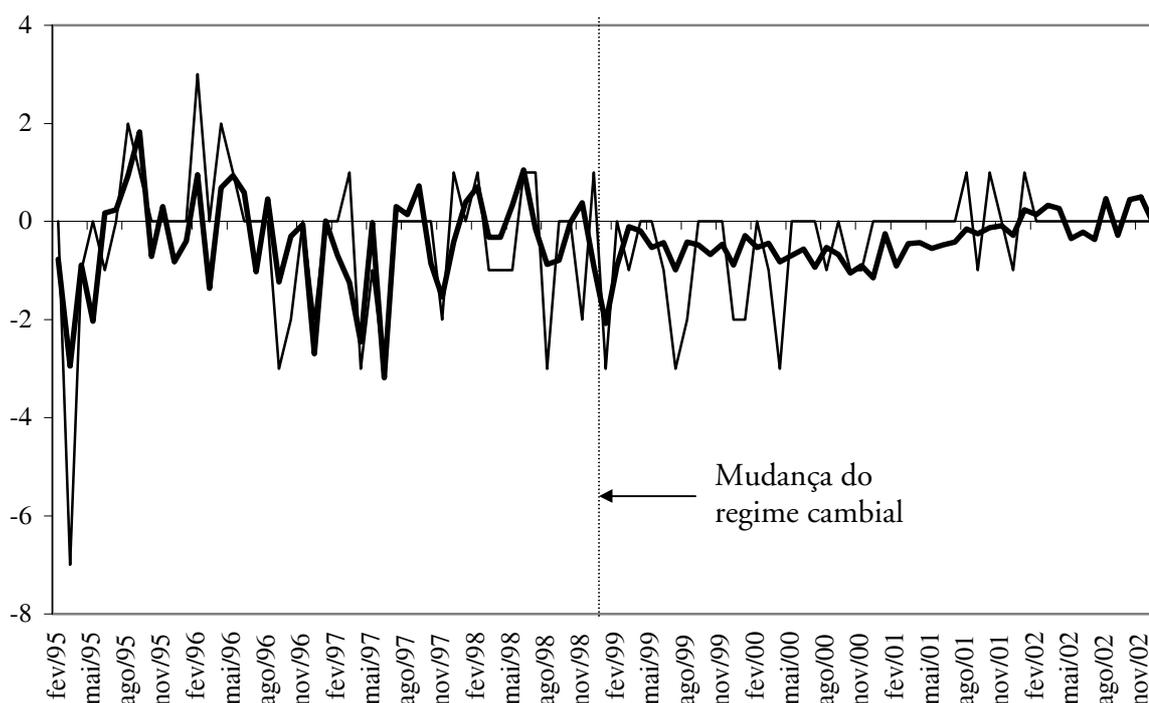
Consideradas as observações feitas, o ICC foi ajustado (ICCajust) a partir de seus determinantes. Para esse ajuste foram estimados: a taxa de crescimento da base monetária; o saldo da conta corrente como proporção do PIB; a taxa de crescimento da dívida pública; *dummy* para o trimestre em que ocorreu a crise russa; os fluxos efetivos como proporção do PIB; a taxa de juros norte-americana (*prime rate*); e o ICC defasado em um período.¹²

O Gráfico 1 mostra a evolução do ICC ajustado para o período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 2002. Conforme pode ser observado, o ICC ajustado situou-se abaixo do valor 0 durante a maior parte do tempo. Logo, observa-se que houve uma tendência liberalizante ao longo do período no Brasil.¹³

12. Em estimações prévias, uma *dummy* para a crise asiática foi testada e rejeitada. Além disto, várias especificações com defasagens alternativas foram testadas. Os resultados apresentados referem-se ao melhor ajuste obtido.

13. Agradecemos a um parecerista pela sugestão de ampliar o ICC ajustado para além do período em que vigorou uma variação do regime de câmbio fixo no Brasil.

GRÁFICO 1
EVOLUÇÃO DO ICC E ICC AJUSTADO



Com o intuito de avaliar a existência de uma quebra estrutural para o ICC devido à mudança do regime cambial ocorrida em janeiro de 1999, realizou-se o teste de estabilidade de parâmetros de Chow (Tabela 1).¹⁴ Para a realização do teste os dados foram divididos em dois subperíodos de forma que, se for observada uma diferença significativa para as estimações relativas a cada subperíodo, há uma mudança estrutural na relação sob análise. O primeiro intervalo de tempo estende-se de fevereiro de 1995 a dezembro de 1998 — período de utilização de um regime de câmbio semifixo —; enquanto o segundo subperíodo compreende os meses de janeiro de 1999 a dezembro de 2002 — período em que o regime de câmbio tornou-se flutuante. O resultado obtido (ver Tabela 1) mostra que houve uma mudança estrutural. Logo, é indicado fazer a análise do período que se estende de fevereiro de 1995 a dezembro de 2002 por meio dos dois subperíodos mencionados. Uma outra justificativa para a escolha desses subperíodos se deve ao fato de que os efeitos esperados da liberalização da conta de capitais apresentam diferenças significativas em função do regime de câmbio em vigor.

14. O teste de Chow compara a soma do quadrado dos resíduos obtida pela estimação da equação que abrange toda a amostra, com a soma dos quadrados dos resíduos das equações estimadas para cada subperíodo.

TABELA 1
TESTE DE CHOW: ESTABILIDADE DOS PARÂMETROS — 1995:2-2002:12

ICC = $b_0 + b_1$ Juros Estados Unidos + b_2 Fluxo + b_3 ICC ₋₁ + b_4 Dívida + b_5 CC + b_6 BM			
Estatística-F	4,624387	Probabilidade	0,000216
Razão de verossimilhança	31,94033	Probabilidade	0,000042

Nota: Subperíodos 1995:2-1998:12 e 1999:1-2002:12.

Para o cálculo do ICCajust foram feitas duas regressões [método de mínimos quadrados (ver Tabelas 2 e 3)]. Em ambas as regressões, a estatística-F mostrou que as variáveis, em seu conjunto, são diferentes de 0. Contudo, deve-se notar que o ajuste para o período de câmbio flutuante possui uma qualidade significativamente inferior.

TABELA 2
ICCAJUST 1995-1998: DETERMINANTES
 [variável explicada (ICC)]

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística-t	Probabilidade
Constante	0,410526	9,850573	0,041675	0,9670
Juros Estados Unidos	-0,030412	1,898115	-0,016022	0,9873
Fluxo	0,059843	0,068968	0,867696	0,3909
ICC(-1)	-0,189571	0,119193	-1,590447	0,1198
Dívida	0,816116	0,228346	3,574037	0,0010
CC	0,422158	0,128836	3,276710	0,0022
Base Monetária	-2,703659	1,378255	-1,961654	0,0570
D./ Rússia	0,904297	0,539181	1,677169	0,1015
Observações 47			R^2 0,43	Estatística-F 4,26

Nota: Estatísticas-t consideram o teste de heterocedasticidade de White (1980).

TABELA 3
ICCAJUST 1999-2002: DETERMINANTES
 [variável explicada (ICC)]

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística-t	Probabilidade
Constante	0,524875	0,258731	2,028648	0,0490
Juros Estados Unidos	-0,187573	0,077681	-2,414665	0,0203
Fluxo	0,044864	0,033788	1,327836	0,1916
ICC(-1)	-0,000934	0,179383	-0,005208	0,9959
Dívida	-0,050076	0,030301	-1,652610	0,1060
CC	0,051360	0,069847	0,735317	0,4663
Base monetária	-1,577087	0,069847	-0,855421	0,3973
Observações 48			R^2 0,25	Estatística-F 2,31

Nota: Estatísticas-t consideram o teste de heterocedasticidade de White (1980).

A justificativa para a diferença entre os ajustes nos dois períodos é explicada pelo fato de que, em um regime de câmbio flutuante, a presença de controles de capitais não é necessária para a manutenção do regime cambial. Por outro lado, em um

regime de câmbio semifixo, controles de capitais podem contribuir para a manutenção do regime. Conforme atestado por Cardoso e Goldfajn (1997), os controles de capitais foram endógenos para o período em que havia a preocupação de regular a taxa de câmbio. Essa constatação é confirmada por meio do Gráfico 1, uma vez que os controles foram menos utilizados no período posterior à flexibilização da taxa de câmbio (principalmente a partir de 2001). Além disso, deve-se ressaltar que os dois subperíodos em consideração contemplam diferentes diretorias que estiveram à frente do Banco Central do Brasil (BCB). Logo, existe a possibilidade de haver funções de reação distintas do BCB para os dois subperíodos.^{15,16}

3.1 RESULTADOS EMPÍRICOS

Com o objetivo de verificar se o aprofundamento no processo de liberalização da conta de capitais contribuiu para o combate à inflação no período posterior à introdução do Plano Real, é empregado um modelo de VAR na análise. Para tanto, foi mensurado o grau de liberalização da conta de capitais no Brasil por meio do índice apresentado nessa seção (ICCaust). Além do ICCaust acumulado no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2002, são utilizados, no estudo, os índices de preço (IPCA e IGP-DI) e a taxa de câmbio (R\$/US\$ - comercial — venda — média R\$ - mensal).¹⁷ A justificativa para a utilização de dois índices de preços na análise advém do fato de que a principal diferença entre o IGP-DI e o IPCA é que o primeiro considera preços no atacado, com ponderação duas vezes superior à dos preços ao consumidor, e custos da construção civil, além dos preços ao consumidor. Neste estudo o ponto importante de distinção entre esses índices refere-se à maior sensibilidade do IGP-DI às alterações na taxa de câmbio, em função dos repasses mais rápidos e completos aos preços internos no atacado. Destarte, depreciações na taxa de câmbio provocam um aumento no nível geral de preços acima do nível de preços ao consumidor.

Uma primeira condição a ser avaliada para a implementação de um modelo VAR consiste em verificar se as séries ICCaust, IPCA, IGP-DI e câmbio possuem raiz unitária para os subperíodos 1995-1998 e 1999-2002.¹⁸ Com o objetivo de testar a existência ou não de raiz unitária das séries supracitadas foi realizado o teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) e o teste Phillip-Perron (PP). O procedimento

15. O exemplo típico para essa observação é o impacto da taxa de juros norte-americana sobre o ICC. No primeiro período, ela não possui significância estatística, porém no segundo período, dentre as variáveis, ela é a mais significativa, o que denota diferentes respostas para diferentes períodos.

16. Apesar de o ajuste obtido na segunda regressão estimada não ter sido muito elevado, optou-se por utilizar o ICC ajustado devido ao interesse em se analisar os impactos macroeconômicos dos controles de capitais. A menor robustez estatística não significa uma fraqueza da metodologia; a justificativa para o resultado encontrado se deve ao fato de que os impactos macroeconômicos foram mais limitados nesse subperíodo ou que os erros de medida foram mais importantes do que era esperado entre os subperíodos.

17. A justificativa para a utilização dos dois índices para a mensuração da inflação se deve ao fato de haver dissensões significativas entre esses índices quando se considera o impacto proveniente da taxa de câmbio.

18. Em um modelo VAR, o valor corrente de uma variável y_t é explicado por seus próprios valores defasados e por valores defasados da variável x_t , adicionados a um termo estocástico e_t . De forma análoga, o valor de x_t é explicado por seus valores defasados, pelos valores defasados de y_t e por um termo μ_t . É admitido que o termo estocástico tem média 0, variância constante σ^2_{μ} e que não apresenta correlação serial. Portanto, serão considerados na análise apenas regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão.

básico para a realização dos testes desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979 e 1981) consiste em regredir a primeira diferença de uma série (H_t) contra seus valores defasados em um período (H_{t-1}). Em seguida, é testada a significância estatística do parâmetro associado a H_{t-1} . Dado que, na maioria das vezes, os resíduos são autocorrelacionados, o teste ADF incorpora à equação especificada as primeiras diferenças defasadas (p) de ΔH_t , de forma que os resíduos tornem-se um ruído branco (média 0, variância constante e ausência de autocorrelação serial). Logo, a equação que possui constante e tendência tem a seguinte especificação:

$$\Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + \eta_1 \Delta H_{t-1} + \eta_2 \Delta H_{t-2} + \dots + \eta_{p-1} \Delta H_{t-p+1} + s_t \quad (7)$$

Uma aplicação satisfatória do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller implica a necessidade de que a série testada não possua problema de autocorrelação serial, heterocedasticidade, mudança estrutural ou sazonalidade. Com o objetivo de considerar os problemas de heterocedasticidade e dependência serial, Phillips e Perron (1988) elaboraram um teste de raiz unitária que realiza ajustes não-paramétricos nas estatísticas obtidas com o teste de Dickey e Fuller. Nesse sentido, a estatística do teste, $PP(t)$, para a estimativa do parâmetro ρ nas especificações:

$$\Delta H_t = \gamma H_{t-1} + u_t; \quad \Delta H_t = \alpha + \gamma H_{t-1} + v_t; \quad \Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + s_t \quad (8)$$

sendo $\Delta H_t = H_t - H_{t-1}$ e $\gamma = \rho - 1$, é definida como:

$$PP(t) = \frac{\gamma_0^{1/2} t_\rho}{\lambda} - \frac{(\lambda^2 - \gamma_0) n s_\rho}{2\lambda S} \quad (9)$$

onde:

$$\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1} \right) \gamma_j; \quad \gamma_j = n^{-1} \sum_{t=j+1}^n \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}; \quad S = \left(\frac{n}{n-k-1} \gamma_0 \right)^{1/2}$$

onde t_ρ e s_ρ são respectivamente, a estatística-t e o erro-padrão do ρ estimado associado a H_{t-1} . S é o erro-padrão da estimativa da equação do teste, q o número de defasagens, k o número de variáveis incluídas na equação do teste e n o tamanho da amostra.¹⁹

Devido ao baixo poder dos testes ADF e PP em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária e aos problemas de distorção do valor do teste quando a distribuição dos resíduos contém componentes de média móvel [ver Enders (1995) e Maddala e Kim (1998)], Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) (KPSS) desenvolveram um teste para testar a estacionariedade da série. O KPSS é um teste multiplicador de Lagrange (ML) de constância do parâmetro ζ_t no modelo:

$$y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

19. Os valores críticos para a estatística são os mesmos dos testes de Dickey-Fuller.

onde ε_t é estacionário e ζ_t é um passeio aleatório, dado por $\zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t$, $u_t \sim$ i.i.d. $(0, \sigma_u^2)$.

A hipótese nula é $H_0: \sigma_u^2 = 0$ e a estatística é dada pelo ML:

$$ML = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_{LPe}^2 \quad (11)$$

onde o denominador é uma estimativa da variância de longo prazo dos resíduos estimados de y_t ; $S_t = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_s$ e $\hat{\varepsilon}_s$ são os resíduos estimados de ε_s . O modelo com $\delta t = 0$ é utilizado para o teste de estacionariedade em torno do nível.

O teste KPSS tem sido apontado na literatura como confirmatório dos testes que têm a hipótese de raízes unitárias como nula. Dado que as hipóteses nulas são opostas, a ocorrência de resultados opostos, ou seja, a rejeição da hipótese nula em um teste e não-rejeição no outro, confirmaria conclusões acerca da presença de raízes unitárias em determinada série.

A Tabela 4 apresenta um resumo do resultado dos testes ADF, PP e KPSS para as séries em consideração.²⁰ Como os testes ADF e PP apresentam evidências distintas do KPSS, para as séries câmbio (nos dois períodos), IGP-DI e IPCA (1995-1998), é necessário utilizar outros critérios de decisão mais subjetivos. Para tanto, é feita uma análise dos correlogramas das séries, onde a queda lenta do coeficiente de autocorrelação amostral evidencia a existência de raiz unitária e a queda rápida evidencia a estacionariedade. Por meio de inspeção gráfica dos correlogramas dos valores originais das séries supracitadas (ver Gráfico A1 no Apêndice) verifica-se que as séries câmbio (para ambos os períodos) e IGP-DI (1995-1998) são I(1), enquanto a série IPCA é I(2) para o período 1995-1998.

TABELA 4
RESUMO DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E ESTACIONARIEDADE

	ADF	PP	KPSS
1999-2002			
Câmbio	I(1)	I(1)	I(0)
ICCajust	I(0)	I(0)	I(0)
IGP-DI	I(0)	I(0)	I(0)
IPCA	I(0)	I(0)	I(0)
1995-1998			
Câmbio	I(1)	I(1)	I(0)
ICCajust	I(0)	I(0)	I(0)
IGP-DI	I(2)	I(2)	I(1)
IPCA	I(2)	I(2)	I(1)

20. O Apêndice apresenta os testes de raiz unitária e estacionariedade para as séries.

Com o objetivo de analisar a relação entre os índices de preço, o câmbio e o controle de capitais para antes e depois da mudança do regime cambial ocorrida em janeiro de 1999, são elaborados dois VARs para cada período. O primeiro (modelo 1) é formado pelo conjunto de variáveis câmbio, ICCajust e IGP-DI; enquanto o segundo (modelo 2) é constituído por câmbio, ICCajust e IPCA. Em relação à definição do modelo aplicado para a elaboração dos VARs foram utilizados os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ).²¹ Conforme pode ser observado pelos resultados presentes nas Tabelas A7 e A8 do Apêndice, é adequada a utilização de três defasagens e o uso de constante para o modelo 1 (ambos os períodos). Para o modelo 2 também é aplicada uma constante para ambos os períodos, sendo que para o primeiro é aplicada uma defasagem, enquanto para o segundo são utilizadas duas defasagens. A curta defasagem dos VARs é consistente com o fato de se estar utilizando séries de frequência mensal.

Ao assumir que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky para a estimação do VAR, isto implica que o ordenamento das variáveis é de crucial importância para a análise da função impulso-resposta e da decomposição da variância. Conforme pode ser observado pelo teste de precedência temporal de Granger (1969)²² (ver Tabelas A9 e A10 do Apêndice) — a ordenação que se mostra razoável para análise de ambos os modelos é dada por: ICCajust, câmbio e o índice de preço correspondente. Esse resultado é consistente com a análise que se pretende realizar, uma vez que é esperado que o uso (ausência) de controles de capitais tenha algum efeito sobre o nível geral de preços na economia. Ademais, o fato de a taxa de câmbio preceder os índices de preços mostra-se compatível com a idéia de que a mesma é um importante mecanismo de transmissão para a flutuação dos preços.

3.1.1 Período 1995-1998

Devido ao fato de os dados utilizados na amostra serem mensais, a Tabela 5 mostra a explicação da variância das variáveis que compõem os modelos 1 e 2 para os primeiros 12 meses. O mesmo período é assumido quando é feita a análise impulso-resposta para o VAR. De acordo com a Tabela 5, verifica-se que a explicação da variância da liberalização da conta de capitais por meio dos índices de preços e da taxa de câmbio é inexpressiva para ambos os modelos. Em relação à variância da variável câmbio, verifica-se que a importância relativa da liberalização da conta de capitais tem papel diferenciado nos dois modelos. No modelo 1, a importância relativa do ICC ajustado é de aproximadamente 8%, enquanto no modelo 2 a relevância cai para quase a metade do caso anterior. Por outro lado, a importância relativa dos índices de preços na explicação da variância do câmbio tem papel semelhante nos dois modelos.

A grande diferença entre os modelos consiste na análise da variância para os índices de preços. No modelo 1, o ICC ajustado na explicação da variância do IGP-DI tem início com 10%, mas decresce em seguida e estaciona para um nível próximo a 7%. No modelo 2, ocorre o inverso, o ICC ajustado tem uma importância relativa

21. $AIC = -2(l/T) + 2(k/T)$, $SC = -2(l/T) + k \log (T)/T$ e $HQ = -2(l/T) + 2k \log (\log (T))/T$; considera uma regressão com k parâmetros estimados usando T observações; l é o valor do log da função probabilidade com k parâmetros estimados.

22. O teste de Granger avalia se uma série de tempo X_t "causa" outra série Y_t , se esta for prevista de forma mais adequada pelos valores passados de X_t , e por outras variáveis relevantes, inclusive valores passados do próprio Y_t .

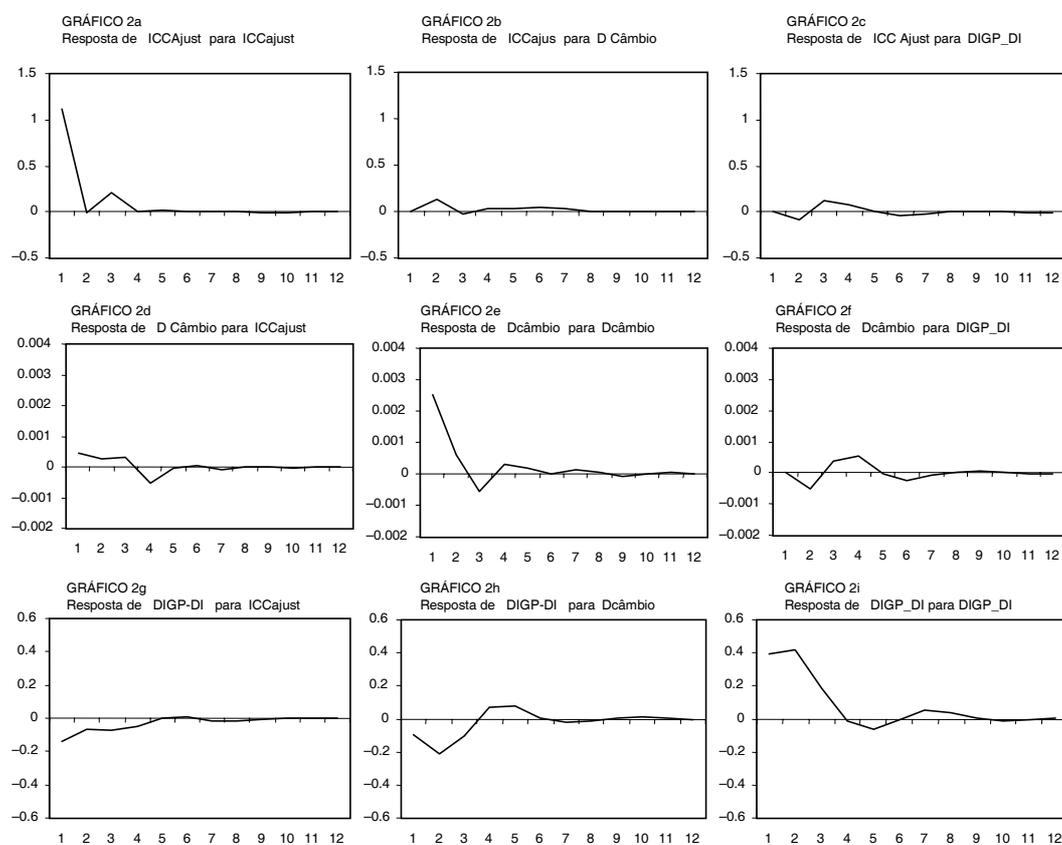
inicial de cerca de 6% e se estabiliza a partir do segundo mês para aproximadamente 11%. Esse resultado sugere que a magnitude da importância do ICC para a variância dos índices de preços depende, em alguma medida, da sensibilidade do índice de preços ao câmbio. No caso em consideração, observa-se que a menor sensibilidade do índice de preços à taxa de câmbio faz com que o ICC ajustado tenha um papel mais proeminente na explicação da variância do IPCA. Também deve ser ressaltada a diferença observada para a relevância da taxa de câmbio na análise da decomposição da inflação nos dois modelos. Enquanto no modelo que considera o IPCA a importância relativa da taxa de câmbio é limitada a 4%, no modelo que considera o IGP-DI, sua importância supera os 16%.

TABELA 5
DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Mês	Modelo 1								
	ICCajust			Dcâmbio			DIGP-DI		
	ICCajust	Dcâmbio	DIGP-DI	ICCajust	Dcâmbio	DIGP-DI	ICCajust	Dcâmbio	DIGP-DI
1	100,00000	0,000000	0,000000	2,699322	97,30068	0,000000	10,385990	4,768237	84,84577
2	97,94302	1,506590	0,550395	3,442047	93,22036	3,337593	5,849995	13,30264	80,84737
3	96,85093	1,537223	1,611852	4,291132	91,02380	4,685063	6,469850	14,27462	79,25553
4	96,39748	1,605663	1,996861	7,460311	85,05044	7,489251	6,882274	15,15917	77,95856
5	96,33699	1,667592	1,995419	7,438496	85,09282	7,468686	6,727401	16,23641	77,03619
6	96,09393	1,818630	2,087437	7,435322	84,48271	8,081972	6,742989	16,23667	77,02034
7	95,96636	1,911465	2,122177	7,500158	84,40479	8,095052	6,740191	16,24282	77,01699
8	95,96493	1,912830	2,122244	7,500590	84,39798	8,101432	6,772777	16,22094	77,00628
9	95,95402	1,915309	2,130674	7,493371	84,39412	8,112509	6,780336	16,22029	76,99937
10	95,95278	1,915264	2,131951	7,507660	84,37103	8,121309	6,775310	16,24033	76,98436
11	95,94949	1,916726	2,133788	7,508691	84,36877	8,122536	6,773861	16,24896	76,97718
12	95,94634	1,917489	2,136171	7,510102	84,35715	8,132747	6,773530	16,24986	76,97661
Mês	Modelo 2								
	ICCajust			Dcâmbio			DIPCA,2		
	ICCajust	Dcâmbio	DIPCA,2	ICCajust	Dcâmbio	DIPCA,2	ICCajust	Dcâmbio	DIPCA,2
1	100,00000	0,000000	0,000000	2,452497	97,54750	0,000000	6,208849	0,000161	93,79099
2	99,36746	0,044462	0,588079	3,229760	90,00341	6,766830	10,61306	3,383252	86,00368
3	99,31896	0,066935	0,614104	3,618263	89,20546	7,176272	10,58279	3,783925	85,63328
4	99,31575	0,069746	0,614506	3,623383	89,20285	7,173767	10,59336	3,781290	85,62535
5	99,31538	0,069748	0,614869	3,624233	89,19788	7,177887	10,59510	3,783614	85,62128
6	99,31536	0,069765	0,614880	3,624454	89,19748	7,178066	10,59507	3,783814	85,62111
7	99,31535	0,069766	0,614881	3,624455	89,19748	7,178067	10,59508	3,783812	85,62111
8	99,31535	0,069766	0,614881	3,624456	89,19747	7,178070	10,59508	3,783814	85,62110
9	99,31535	0,069766	0,614881	3,624456	89,19747	7,178070	10,59508	3,783814	85,62110
10	99,31535	0,069766	0,614881	3,624456	89,19747	7,178070	10,59508	3,783814	85,62110
11	99,31535	0,069766	0,614881	3,624456	89,19747	7,178070	10,59508	3,783814	85,62110
12	99,31535	0,069766	0,614881	3,624456	89,19747	7,178070	10,59508	3,783814	85,62110

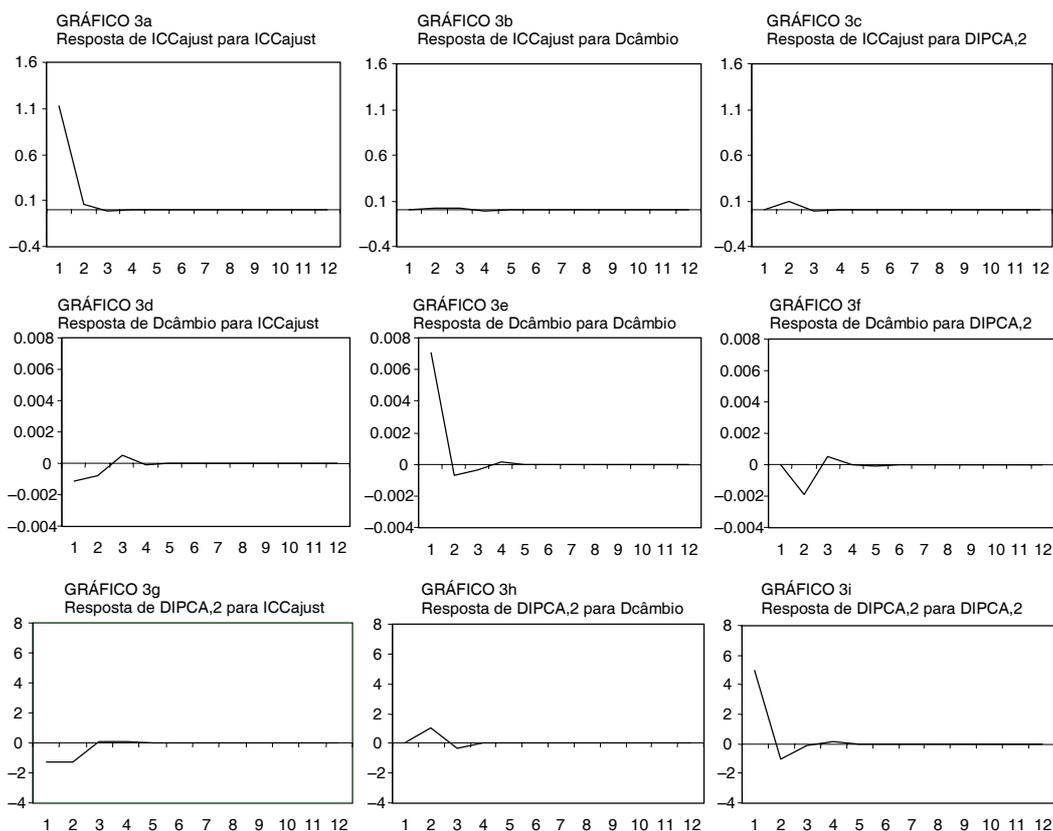
O Gráfico 2, referente ao modelo 1, mostra que os efeitos de choques externos, transmitidos pelas variáveis em consideração para o ICC ajustado e a taxa de câmbio, não apresentam significância estatística. Além do esperado efeito de curto prazo da taxa de câmbio sobre o IGP-DI (ver Gráfico 2h), observa-se que os impactos decorrentes de choques externos transmitidos pela variável IGP-DI para si mesma tendem a decrescer à medida que o tempo passa (ver Gráfico 2i). Da mesma forma como foi detectado pela análise da decomposição da variância, observa-se que os efeitos de choques externos, transmitidos pela variável ICCajust sobre o IGP-DI (Gráfico 2g) indicam uma queda gradual à medida que o tempo avança. Em outras palavras, um aumento no ICCajust (aumento da restrição ao movimento de capitais) está associado a uma redução da taxa de inflação que é eliminada a partir do quinto mês.

GRÁFICO 2
FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO PARA O VAR - MODELO 1



A análise das funções de impulsos-respostas para o modelo 2 (ver Gráfico 3) é bastante similar à do modelo anterior. A principal diferença refere-se à menor duração da resposta do IPCA aos choques transmitidos pelo ICC ajustado (Gráfico 3g).

GRÁFICO 3
FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO PARA O VAR - MODELO 2



3.1.2 Período 1999-2002

A análise da decomposição da variância (ver Tabela 6) mostra um comportamento distinto daquele observado para o período anterior. No modelo 1 é observado que o câmbio passa a ser a variável-chave na explicação da variância das demais variáveis. Destaque para a importância relativa do câmbio para a variância do IGP-DI (86%). Da mesma forma que no período anterior, a importância do ICC ajustado na explicação da variância do IGP-DI iniciou-se próxima a 10%. Entretanto, ela decresce rapidamente a partir do terceiro mês e torna-se inexpressiva. Também é importante ressaltar que, embora o ICC ajustado não se mostre relevante na explicação da variância do IGP-DI, é observado que o mesmo é relevante para a análise da variância da taxa de câmbio (33%).

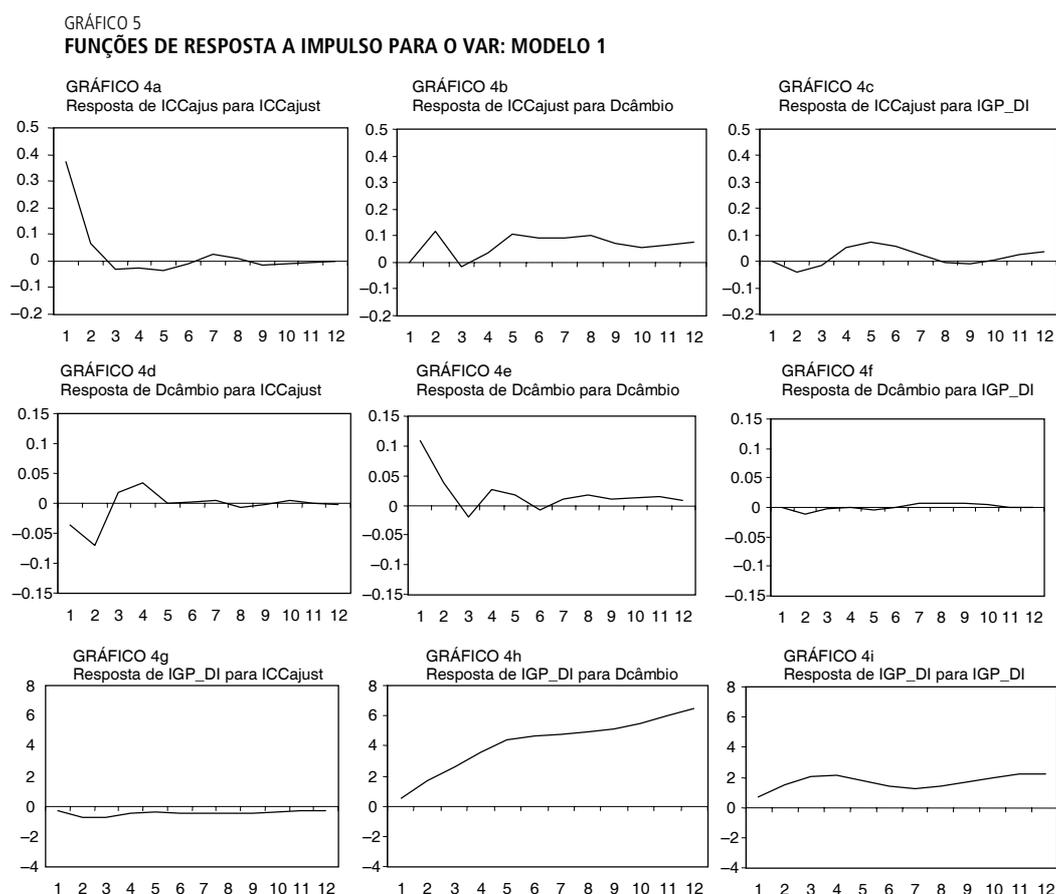
TABELA 6
DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Modelo 1									
Mês	ICCajust			Dcâmbio			IGP-DI		
	ICCajust	Dcâmbio	IGP-DI	ICCajust	Dcâmbio	IGP-DI	ICCajust	Dcâmbio	IGP-DI
1	100,00000	0,000000	0,000000	9,861270	90,13873	0,000000	9,780859	35,25120	54,96794
2	90,64197	8,432032	0,925996	31,538650	67,74449	0,716862	10,441530	46,07015	43,48831
3	90,43472	8,552426	1,012858	32,096860	67,17004	0,733095	6,914772	53,95105	39,13418
4	88,33255	9,083948	2,583507	34,910100	64,41746	0,672443	4,132142	63,42262	32,44524
5	80,12966	14,628280	5,242060	34,466520	64,76222	0,771253	2,798610	71,73132	25,47007
6	75,50000	17,990340	6,509658	34,407320	64,82332	0,769364	2,246180	77,33646	20,41736
7	72,13920	21,336790	6,524001	34,183470	64,79217	1,024361	1,985813	80,82664	17,18755
8	68,55066	25,249880	6,199456	33,735570	64,99560	1,268830	1,803696	82,94582	15,25048
9	66,90228	27,006720	6,091005	33,562710	65,02304	1,414251	1,610005	84,14098	14,24902
10	66,02328	27,959140	6,017584	33,325090	65,21876	1,456154	1,395011	84,82470	13,78029
11	64,64169	29,176150	6,182159	33,000220	65,55779	1,441987	1,196993	85,36954	13,43347
12	62,75204	30,618800	6,629160	32,898350	65,66160	1,440046	1,041204	85,95597	13,00282

Modelo 2									
Mês	ICCajust			Dcâmbio			DIPCA,2		
	ICCajust	Dcâmbio	IPCA	ICCajust	Dcâmbio	IPCA	ICCajust	Dcâmbio	IPCA
1	100,00000	0,000000	0,000000	9,287179	90,71282	0,000000	0,923060	11,604520	87,47242
2	92,81412	1,713867	5,472013	31,064960	68,78465	0,150388	1,374941	4,140627	94,48443
3	89,66663	1,891947	8,441420	32,224260	66,15628	1,619451	2,597151	5,520326	91,88252
4	88,26916	2,596801	9,134037	34,571980	63,82423	1,603794	3,537674	9,983276	86,47905
5	86,49507	3,806688	9,698238	34,498150	63,73721	1,764642	3,385851	13,992170	82,62198
6	85,30345	4,397936	10,298620	34,460800	63,70287	1,836322	2,922985	16,975440	80,10157
7	84,44269	4,723474	10,833840	34,446040	63,67917	1,874791	2,518099	19,015760	78,46614
8	83,55074	5,021265	11,427990	34,432090	63,65446	1,913449	2,200766	20,444410	77,35482
9	82,62324	5,287819	12,088950	34,420600	63,63895	1,940447	1,954795	21,525960	76,51924
10	81,69325	5,543885	12,762860	34,406090	63,62782	1,966090	1,765578	22,386320	75,84810
11	80,72931	5,815680	13,455010	34,389370	63,61171	1,998919	1,616425	23,086230	75,29735
12	79,72466	6,097620	14,177720	34,371770	63,59191	2,036328	1,495005	23,662840	74,84216

O modelo 2 apresenta resultados distintos do anterior no que se refere à importância da taxa de câmbio para a explicação da variância das outras variáveis. A variância do índice de preços é explicada, em grande medida, pela própria variável (75%). Portanto, de forma diferente do modelo 1, a taxa de câmbio, apesar de relevante na explicação da variância (24%), desempenha papel secundário nesse caso. Ademais, o ICC ajustado não se mostra significativo para a explicação da variância do

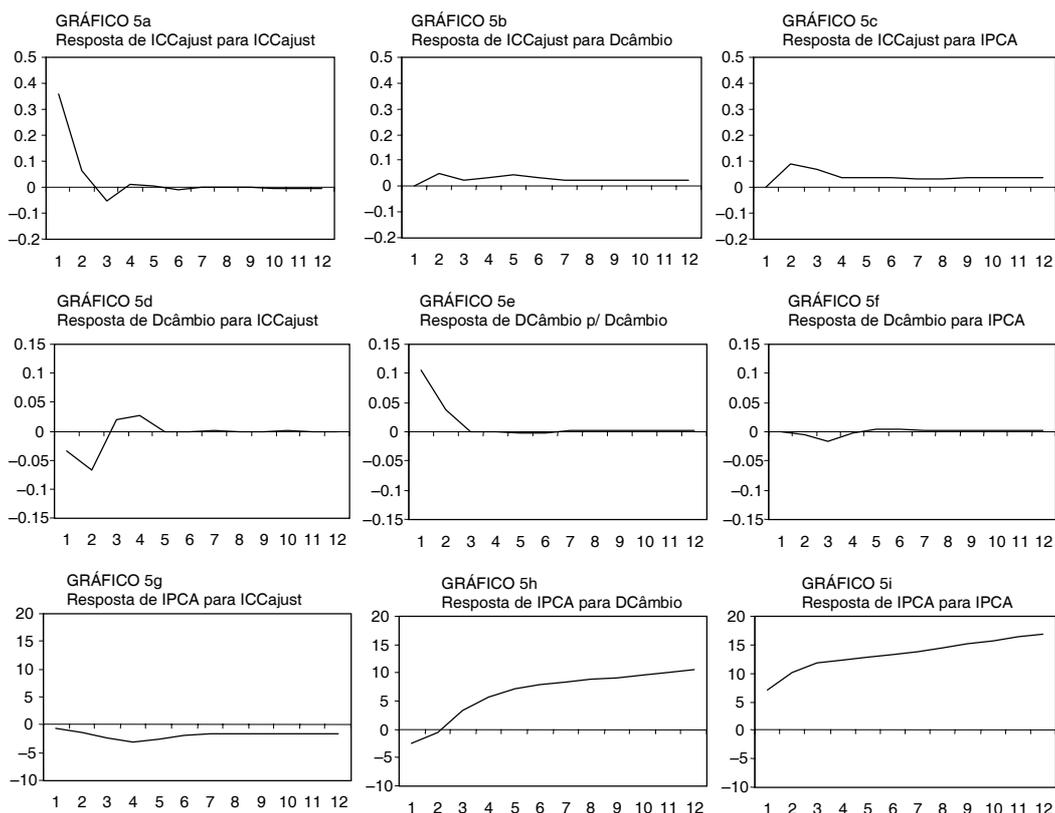
IPCA. O ponto comum entre os dois modelos é a influência expressiva do ICC ajustado sobre a variância da taxa de câmbio (34%).



A análise impulso-resposta para os modelos 1 e 2 (ver Gráficos 4 e 5) revela que um aumento no ICCajust [(aumento da restrição ao movimento de capitais (Gráficos 4b e 5b))] tende a provocar uma pequena redução tanto no IGP-DI quanto no IPCA, que tende a perdurar ao longo do tempo (Gráficos 4g e 5g). Também é observado que, para ambos os modelos, uma desvalorização cambial tende a provocar uma elevação nos índices de preços que não se dissipa (Gráficos 4h e 5h). Quanto ao impacto originário de um choque externo sobre os valores passados dos próprios índices de preços, é observada a existência de um padrão de regularidade que praticamente não se altera durante os 12 meses (Gráficos 4i e 5i). Os demais casos não apresentam significância estatística.

Esses resultados mostram que, com os vários choques que atingiram a economia brasileira, os controles de capitais se caracterizaram como um instrumento que não pode ser negligenciado na absorção de choques, pois, com flutuação cambial e mobilidade de capitais, a taxa de câmbio pode ficar sobrecarregada em exercer esse papel. Assim, com a introdução de controles de capitais pode-se alcançar a estabilidade da taxa de câmbio e, por conseguinte, atenuar a pressão inflacionária na medida em que esse instrumento minimiza o efeito de choques na economia.

GRÁFICO 5
FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO PARA O VAR: MODELO 2



4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O crescente processo de interdependência das economias devido à aceleração da globalização, a partir do final do século XX, tem levado a uma revisão na condução das políticas econômicas. Nesse sentido, os objetivos da política monetária, em um ambiente de abertura financeira, deveriam ser facilitados, dado o incentivo que o BC tem em adotar uma política monetária responsável, buscando, assim, evitar uma possível fuga de capitais. Conforme pôde ser observado no modelo teórico apresentado na Seção 2, um aumento na liberalização do movimento de capitais também seria capaz de promover um combate efetivo à inflação. Não obstante, o modelo apresentado revela que esse tipo de estratégia não é segura, pois a política de liberalizar a conta de capital pode perder credibilidade. Em uma situação de endividamento, derivado da queda das receitas de senhoriagem, os agentes podem perceber que existe um grande incentivo em adotar controles de capitais no futuro, para que o governo eleve suas receitas de senhoriagem e estabilize a razão dívida/PIB [Bartolini e Drazen (1997)].

As evidências empíricas encontradas para o caso brasileiro mostram que os possíveis benefícios para o controle da inflação não se mostraram efetivos. Pelo contrário, a adoção de controles de capitais está associada a uma atenuação da pressão inflacionária. Em relação ao regime cambial, as evidências apontam para uma relação permanente entre controles de capitais e redução da inflação, durante o período em que o câmbio permaneceu flutuante. No caso do período em que o regime de câmbio

permaneceu semifixo, essa relação deu-se de forma temporária. Portanto, os resultados encontrados neste artigo se aproximam mais daquele obtido no estudo de Rodrik (1998) do que aquele obtido por Gruben e McLeod (2002).

Além das evidências empíricas a favor da adoção de controle de capitais como mecanismo capaz de atenuar a inflação no caso brasileiro, a liberalização da conta de capitais pode aumentar a volatilidade da atividade econômica real na presença de choques externos, que são exógenos à política econômica doméstica. Em momentos de crises nos mercados financeiros internacionais, os investidores tornam-se mais avessos ao risco, e por conseguinte, vendem títulos adquiridos em países que possuem elevado risco país [Boyd e Smith (1997)]. Como consequência, esses países sofrem perda de reservas ou desvalorização da taxa de câmbio, mesmo que suas políticas monetárias sejam consistentes. O caso brasileiro no período analisado, referente ao regime de câmbio flexível, ilustra bem esse comportamento. Ademais, a literatura mostra evidências [ver Edwards (2001) e Chinn e Ito (2002)] de que a maior parte dos países emergentes que liberalizou as contas de capitais obteve taxas mais baixas de crescimento econômico e mais altas de instabilidade econômica real.

Em suma, a experiência brasileira mostra que a liberalização da conta de capitais não tem se mostrado capaz de combater a inflação. Ademais, há o risco de haver custos sociais elevados devido ao aumento na volatilidade da atividade econômica real. Isso não significa que o país deva se fechar ao fluxo de capitais e sim que deva existir um nível de acesso que permita reduzir os custos da abertura financeira e faça com que os benefícios realmente apareçam. Portanto, uma fonte potencial de pesquisa, em adição a este trabalho, consiste em avaliar qual o grau de liberalização ótimo para que a sociedade não incorra em custos desnecessários. Em outras palavras, o grau de liberalização da conta de capitais deve ser aquele que minimize de forma simultânea a taxa de inflação e a volatilidade do produto.

APÊNDICE

TABELA A1
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (ADF) – 1995-1998

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	
			1%	5%
Câmbio	9	6,264022	-2,619851	-1,948686
Dcâmbio	9	-5,065477	-4,192337	-3,520787
ICCaust	1	-3,794924	-2,617364	-1,948313
IGP-DI	2	-3,510339	-3,577723	-2,925169
IPCA	1	-3,571980	-3,574446	-2,923780

Nota: ADF — o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz (SC). Para as séries Câmbio, ICCaust não foi utilizado constante ou tendência. Para as séries IGP-DI e IPCA foi aplicada constante.

TABELA A2
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (PP) – 1995-1998

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	
			1%	5%
Câmbio	5	-2,677445	-4,161144	-3,506374
Dcâmbio	5	-7,359814	-3,574446	-2,923780
ICCaust	1	-6,252428	-3,581152	-2,926622
IGP-DI	3	-4,178497	-3,574446	-2,923780
IPCA	1	-7,305200	-3,574446	-2,923780

Nota: Def. — defasagem aplicada para Bartlett Kernel. Para a série Câmbio foram utilizadas constante e tendência. Para as séries Dcâmbio, IGP-DI e ICCaust foi utilizada constante.

TABELA A3
TESTE DE ESTACIONARIEDADE (KPSS) — 1995-1998

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	
			1%	5%
Câmbio	4	0,126387	0,216000	0,146000
ICCaust	4	0,092494	0,739000	0,463000
IGP-DI	5	0,224645	0,216000	0,146000
DIGP-DI	4	0,045818	0,216000	0,146000
IPCA	5	0,232465	0,216000	0,146000
DIPCA	2	0,056371	0,216000	0,146000

Nota: Def. — defasagem aplicada para Bartlett Kernel. Para as séries Câmbio, IGP-DI, DIGP-DI, IPCA e DIPCA foram utilizadas constante e tendência. Para as séries ICCaust, foi utilizada constante.

TABELA A.4
TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ADF) — 1999-2002

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	
			1%	5%
Câmbio	1	1,597364	-2,614029	-1,947816
Dcâmbio	0	-4,573536	-2,614029	-1,947816
ICCajust	0	-5,378382	-4,161144	-3,506374
IGP-DI	4	2,354120	-2,614029	-1,947816
DIGP-DI	2	-2,041762	-3,574446	-2,923780
DIGP-DI,2	1	-6,722148	-2,614029	-1,947816
IPCA	2	3,565686	-2,614029	-1,947816
DIPCA	2	0,440991	-2,614029	-1,947816
DIPCA,2	1	-8,346750	-2,614029	-1,947816

Nota: Teste ADF — o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o SC. Para a série ICCajust, foram usadas constante e tendência. Para as demais séries, não foi utilizada constante ou tendência.

TABELA A.5
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA (PP) — 1999-2002

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	
			1%	5%
Câmbio	0	2,540008	-2,614029	-1,947816
Dccâmbio)	2	-4,534313	-2,614029	-1,947816
ICCajust	1	-5,364838	-4,161144	-3,506374
IGP-DI	3	1,885601	-4,161144	-3,506374
DIGP-DI	5	-0,820038	-2,614029	-1,947816
DIGP-DI,2	23	-2,167065	-2,614029	-1,947816
IPCA	4	3,185425	-4,161144	-3,506374
DIPCA	2	-2,862222	-3,574446	-2,923780
DIPCA,2	15	-8,771302	-2,614029	-1,947816

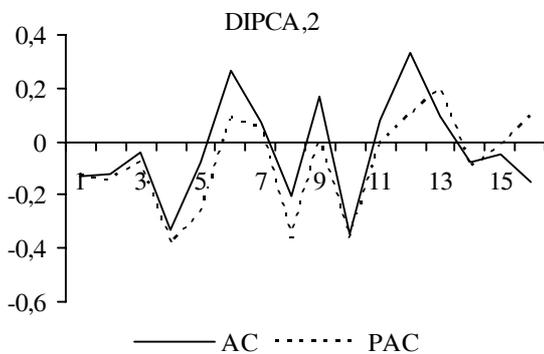
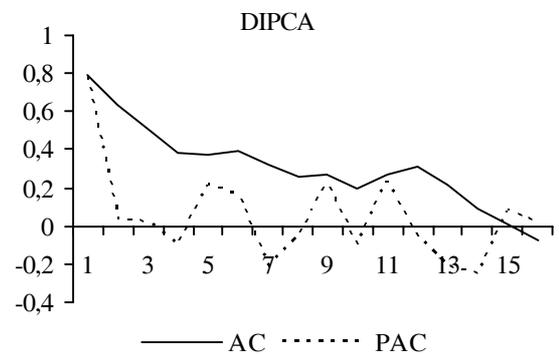
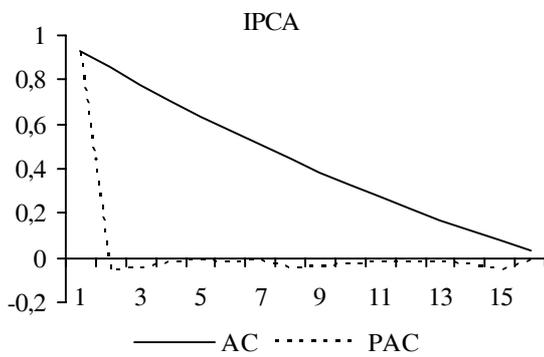
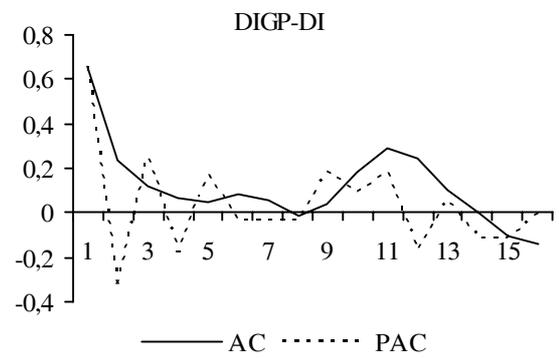
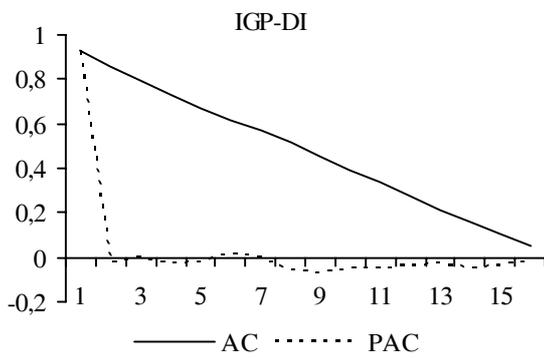
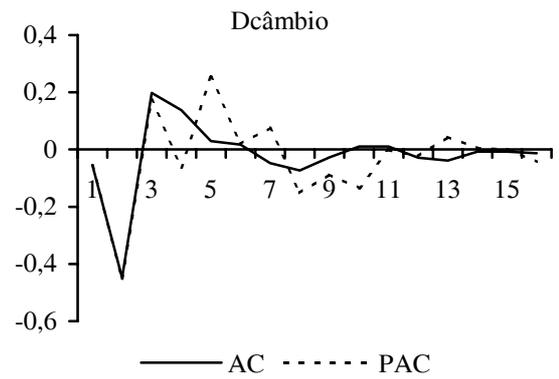
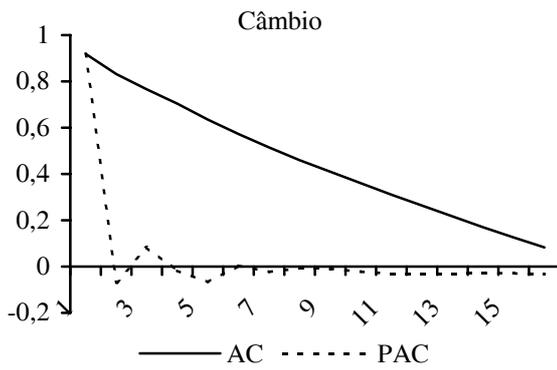
Nota: Def. — defasagem aplicada para Bartlett Kernel. Não foi utilizado constante ou tendência para as séries Câmbio, Dcâmbio, DIGP-DI, DIGP-DI,2 e DIPCA,2. Para as séries ICCajust, IGP-DI e IPCA, foram utilizadas constante e tendência. Para as séries Dcâmbio, ICCajust e DIPCA, foi utilizada constante.

TABELA A.6
TESTE DE ESTACIONARIEDADE (KPSS) — 1999-2002

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	
			1%	5%
Câmbio	5	0,164786	0,216000	0,146000
ICCajust	3	0,149252	0,216000	0,146000
IGP-DI	4	0,141049	0,216000	0,146000
IPCA	4	0,208559	0,216000	0,146000

Nota: Def. — defasagem aplicada para Bartlett Kernel. Para as séries Câmbio, ICCajust, IGP-DI, IPCA, foram utilizadas constante e tendência.

GRÁFICO A1
CORRELOGRAMA DAS SÉRIES
 1995-1998



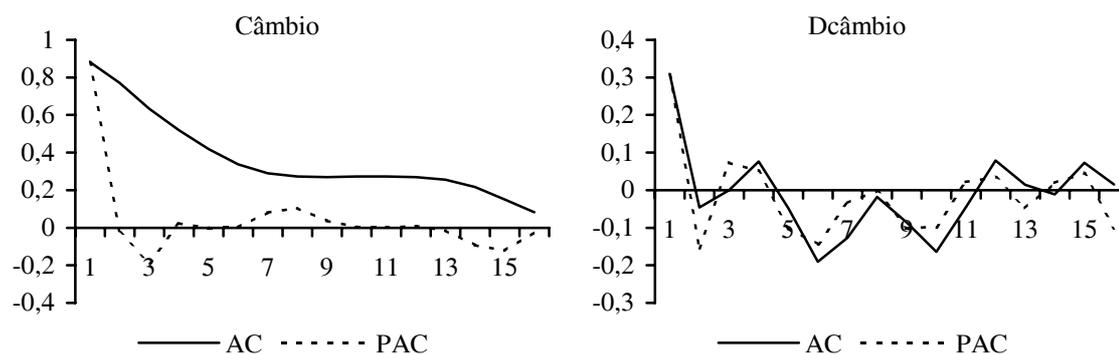


TABELA A7
CRITÉRIO DE AIC, SIC E HQ PARA O VAR — 1995-1998

Modelo 1						
Def.	Com constante			Sem constante		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
0	-4,001624	-3,878750	-3,956312			
1	-4,522290	-4,030792 ^a	-4,341040	-3,734231	-3,365608	-3,598294
2	-4,569640	-3,709519	-4,252454	-4,280797	-3,543551	-4,008923
3	-4,982117 ^a	-3,753373	-4,528994 ^a	-4,863459 ^a	-3,757589 ^a	-4,455648 ^a
4	-4,962765	-3,365398	-4,373706	-4,814723	-3,340230	-4,270976
Modelo 2						
Def.	Com constante			Sem constante		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
0	-0,323011	-0,198892	-0,277517			
1	-0,771438 ^a	-0,274961 ^a	-0,589460 ^a	-0,551854 ^a	-0,179496 ^a	-0,415370 ^a
2	-0,561074	0,307760	-0,242612	-0,319538	0,425178	-0,046570
3	-0,479185	0,762008	-0,024239	-0,310536	0,806537	0,098915
4	-0,606200	1,007350	-0,014770	-0,474711	1,014720	0,071225
5	-0,542061	1,443847	0,185853	-0,334193	1,527596	0,348226

^a Indica a ordem do VAR selecionado pelo critério.

TABELA A8
CRITÉRIO DE AIC, SIC E HQ PARA O VAR — 1999-2002

Modelo 1						
Def.	Com constante			Sem constante		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
0	9,157012	9,273962	9,201207			
1	3,487811	3,955611	3,664593	3,753261	4,104111	3,885848
2	2,198322	3,016973 ^a	2,507691	2,340915	3,042615 ^a	2,606088
3	1,928228 ^a	3,097728	2,370184 ^a	2,074810	3,127361	2,472571 ^a
4	1,971727	3,492078	2,546270	2,033776 ^a	3,437177	2,564123

Modelo 2						
Def.	Com constante			Sem constante		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
0	12,37548	12,49243	12,41968			
1	6,723506	7,191306	6,900288	7,059742	7,410592	7,192329
2	6,290628 ^a	7,109278 ^a	6,599997 ^a	6,399924 ^a	7,101625 ^a	6,665098 ^a
3	6,356615	7,526115	6,798571	6,515870	7,568420	6,913630
4	6,388377	7,908728	6,962920	6,447429	7,850830	6,977776

^a indica a ordem do VAR selecionado pelo critério.

TABELA A9
TESTE DE PRECEDÊNCIA TEMPORAL DE GRANGER — 1995-1998

Hipótese nula	Observação	Estatística-F	Probabilidade
Modelo 1 — VAR(3)			
Dcâmbio não-Granger causa ICCajust	44	0,42538	0,73595
ICCajust não-Granger causa Dcâmbio		1,50275	0,22984
DIGP_DI não-Granger causa ICCajust	44	0,16425	0,91976
ICCajust não-Granger causa DIGP_DI		0,79144	0,50645
DIGP_DI não-Granger causa Dcâmbio	45	1,28145	0,29461
Dcâmbio não-Granger causa DIGP_DI		4,81447	0,00614
Modelo 2 — VAR(1)			
Dcâmbio não-Granger causa ICCajust	46	0,04027	0,84190
ICCajust não-Granger causa Dcâmbio		0,61450	0,43739
DIPCA,2 não-Granger causa ICCajust	46	0,30994	0,58060
ICCajust não-Granger causa DIPCA,2		3,39949	0,07211
DIPCA,2 não-Granger causa Dcâmbio	47	2,84611	0,09867
Dcâmbio não-Granger causa DIPCA,2		3,28100	0,07692

TABELA A.10
TESTE DE PRECEDÊNCIA TEMPORAL DE GRANGER —1999-2002

Hipótese nula	Observação	Estatística-F	Probabilidade
Modelo 1 — VAR(3)			
Dcâmbio não-Granger causa ICCajust	48	2,18833	0,10398
ICCajust não-Granger causa Dcâmbio		6,19757	0,00143
IGP-DI não-Granger causa ICCajust	48	4,01512	0,01356
ICCAJUST não-Granger causa IGP-DI		4,84588	0,00561
IGP-DI não-Granger causa Dcâmbio	48	0,49041	0,69087
Dcâmbio não-Granger causa IGP-DI		2,74120	0,05544
Modelo 2 — VAR(2)			
Dcâmbio não-Granger causa ICCajust	48	2,98608	0,06105
ICCajust não-Granger causa Dcâmbio		9,49325	0,00038
IPCA não-Granger causa ICCajust	48	7,49318	0,00161
ICCajust não-Granger causa IPCA		0,02033	0,97989
IPCA não-Granger causa Dcâmbio	48	0,35650	0,70217
Dcâmbio não-Granger causa IPCA		6,69858	0,00293

BIBLIOGRAFIA

- AGÉNOR, P., MONTIEL, P. *Development macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press, 1996.
- BARRO, R. J., GORDON, D. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland, v. 12, p. 101-121, 1983.
- BARTOLINI, L., DRAZEN, A. Capital account liberalization as a signal. *The American Economic Review*, v. 87, n. 1, p. 138-154, Mar. 1997.
- BERGER, H., de HAAN, J., EIJJFINGER, S. C. W. Central Bank independence: an update of theory and evidence. *Journal of Economic Surveys*, v. 15, n. 1, p. 3-40, 2001.
- BOYD, J. H., SMITH, B. D. Capital market imperfections, international credit markets and nonconvergence. *Journal of Economic Theory*, v. 73, n. 2, p. 335-364, 1997.
- CALVO, G. A., REINHART, C. Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 379-408, 2002.
- CARDOSO, E., GOLDFAJN, I. *Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls*. Sep. 1997 (IMF Working Paper, 115).
- CHINN, M., ITO, H. *Capital account liberalization, institutions and financial development: cross country evidence*. NBER, June 2002 (Working Paper, 8.967).
- CUKIERMAN, A. Central Bank independence and monetary control. *The Economic Journal*, v. 104, n. 1, p. 437-448, Nov. 1994.
- DICKEY, D., FULLER W. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.

- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1.057-1.072, 1981.
- DORNBUSCH, R. Capital controls: an idea whose time is past. In: KENEN, P. (ed.). *Should the IMF pursue capital account convertibility?* Princeton University Press, 1998 (Princeton Essays in International Finance, 207).
- DRAZEN, A. *Political economy in macroeconomics*. Princeton University Press, 2000.
- EDWARDS, S. *Capital mobility and economic performance: are emerging economies different?* NBER, Jan. 2001 (Working Paper, 8.076).
- EICHENGREEN, B. *International monetary arrangements for the 21st century*. Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1994.
- EICHENGREEN, B., TOBIN, J., WYPLOSZ, C. Two cases for sand in the wheels of international finance. *The Economic Journal*, v. 105, n. 428, p. 162-172, Jan. 1995.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, 1995.
- FISCHER, S. Exchange rate regimes: is the bipolar view correct? *Journal of Economic Perspective*, v. XV, p. 3-24, 2001.
- FRANKEL, J. *No single currency regime is right for all countries or at all times*. NBER, 1999 (Working Paper, 7.338).
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, p. 1-17, Mar. 1968.
- GRUBEN, W., McLEOD, D. *Capital account liberalization and disinflation in the 1990s*. Federal Reserve Bank of Dallas, Center for Latin American Economics, 2001 (Working Paper, 0101).
- _____. Capital account liberalization and inflation. *Economics Letters*, v. 77, n. 2, p. 221-225, 2002.
- KIM, W. Does capital account liberalization discipline budget deficit? *Review of International Economics*, v. 11, n. 5, Nov. 2003 (forthcoming).
- KWIATKOWSKI, D. *et alii*. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometric*, v. 54, p. 159-178, 1992.
- KYDLAND, F. E., PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economic*, v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.
- LEVY-YEYATI, E., STURZENEGGER, F. *Classifying exchange rate regimes: deeds versus words*. Universidad Torcuato Di Tella, 2002.
- LOURENÇO, R. F. Regimes cambiais: panorama geral desde as crises nas economias de mercado emergente em meados dos anos 90. *Boletim Econômico*, Banco de Portugal, p. 129-144, set. 2004.
- MADDALA, G. S., KIM, I. M. *Unit roots, cointegration and the structural change*. Cambridge University Press, 1998.

- OBSTFELD, M. E., TAYLOR, A. M. The great depression as a watershed: international capital mobility over the long run. In: BORDO, M., GOLDIN, C., WHITE, E. (eds.). *The defining moment: the great depression and the American economy in the twentieth century*. Chicago: University of Chicago Press, p. 353-402, 1998.
- PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, p. 335-346, 1988.
- REINHART, C. M. .The mirage of floating exchange rates. *The American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 65-70, May 2000.
- RODRIK, D. Who needs capital account convertibility? In: KENEN, P. (ed.). *Should the IMF pursue capital account convertibility?* Princeton University Press, 1998 (Princeton Essays in International Finance, 207).
- ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 1.169-1.189, Nov. 1985.
- VERÍSSIMO, M. P. *Fluxos de portfólio para o Brasil no período 1995-2002: uma análise de vetores auto-regressivos e de causalidade*. Instituto de Economia, UFU, fev. 2004.
- VIEIRA, F., HOLLAND, M. Country risk endogeneity, capital flows and capital controls in Brazil. *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 1 (89), p. 12-38, jan./mar. 2003.
- WILLIAMSON, J. *Exchange rate regimes for emerging markets: reviving the intermediate option*. Washington, D.C.: Institute for International Economics, Sep. 2000 (Policy Analyses in International Economics, 60).

EDITORIAL

Coordenação

Silvânia de Araujo Carvalho

Supervisão

Marcos Hecksher

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Marcio Alves de Albuquerque

Míriam Nunes da Fonseca

Alejandro Augusto S. V. A. Poinho (estagiário)

Editoração

Carlos Henrique Santos Vianna

Joanna Silvestre Friques de Sousa

Roberto das Chagas Campos

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar — Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234

Fax (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 136 exemplares