

# CONVERSIBILIDADE DA CONTA DE CAPITAL, TAXA DE JUROS E CRESCIMENTO ECONÔMICO

## UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA PROPOSTA DE PLENA CONVERSIBILIDADE DO REAL \*

*Fábio Hideki Ono* \*\*

*Guilherme Jonas Costa da Silva* \*\*\*

*José Luis Oreiro* \*\*\*\*

*Luiz Fernando de Paula* \*\*\*\*\*

**RESUMO** Recentemente, alguns economistas brasileiros, notadamente Arida e Bacha, têm defendido que os controles de capitais poderiam desajustar o mercado cambial, aumentar a taxa de juros e comprometer a *performance* macroeconômica do país. Este trabalho tem por objetivo analisar a validade empírica dos argumentos levantados pelos autores. Para tanto, realizam-se alguns testes econométricos a fim de captar as possíveis implicações dos regimes da conta de capital sobre a economia. Os resultados encontrados não dão sustentação empírica à tese anteriormente defendida; ao contrário, a ausência de controles de capitais mais severos pode ter sido um dos fatores responsáveis pela excessiva volatilidade da taxa de câmbio e por a taxa de juros estar em patamares tão elevados. Além disso, a análise de painel realizada para diversos países não comprovou a hipótese de uma relação positiva entre conversibilidade da conta de capitais e crescimento.

**Palavras-chave:** liberalização financeira; conversibilidade da conta de capital; crescimento econômico

**Código JEL:** E0; E6; F4

---

\* Artigo recebido em 16 de agosto de 2004 e aprovado em 27 de abril de 2005. Este artigo resulta de pesquisa realizada no âmbito do projeto “Eficiência Microeconômica e Eficiência Sistêmica do Sistema Financeiro Brasileiro” realizado pelo Grupo de Estudos sobre Moeda e Sistema Financeiro ([www.ie.ufrj.br/moeda](http://www.ie.ufrj.br/moeda)), com o apoio do Pronex/CNPq/Faperj. Os autores agradecem os comentários de dois pareceristas anônimos.

\*\* Professor substituto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR), e-mail: [fabiohono@gmail.com](mailto:fabiohono@gmail.com), página pessoal: [www.conjuntura.com.br/fhono](http://www.conjuntura.com.br/fhono)

\*\*\* Doutorando em Economia do Cedeplar/UFMG, e-mail: [guilhermejonas@yahoo.com.br](mailto:guilhermejonas@yahoo.com.br)

\*\*\*\* Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR) e pesquisador do CNPq (UFPR), e-mail: [joreiro@ufpr.br](mailto:joreiro@ufpr.br), página pessoal: [www.joseluisoreiro.ecn.br](http://www.joseluisoreiro.ecn.br)

\*\*\*\*\* Professor da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (FCE/UERJ) e pesquisador do CNPq, e-mail: [luizfpaula@terra.com.br](mailto:luizfpaula@terra.com.br)

**CAPITAL ACCOUNT CONVERTIBILITY, INTEREST RATE AND ECONOMIC  
GROWTH: AN EMPIRICAL EVALUATION OF THE REAL'S TOTAL  
CONVERTIBILITY**

**ABSTRACT** Recently some Brazilian economists, like Arida and Bacha, have defended the idea that the capital controls already in existence in the Brazilian economy can produce disequilibrium in exchange rate markets, increase the level of domestic rate of interest and reduce Brazil's macroeconomic performance. The objective of this article is to make an empirical evaluation of these arguments. For such, we make some econometric tests with the aim to determine the implications of the capital account convertibility over the Brazilian economy. Empirical findings do not seem to support Arida and Bacha thesis. In fact, the low level of capital controls prevailing in the Brazilian economy during the 1990's can be one of the explanations for the excessive volatility in the exchange rate and for the high level of domestic interest rate. We also make a panel regression for economic growth and capital account convertibility. The results of the regression do not support the existence of a positive relation between capital account convertibility and economic growth, as defended by Arida and Bacha.

**Key words:** financial liberalisation; capital account convertibility; economic growth

*It has become increasingly clear that there is not only no case for capital market liberalization, but that there is a fairly compelling case against full liberalization*  
(Stiglitz, 2000, p. 1076)

## INTRODUÇÃO

Recentemente, alguns economistas brasileiros têm defendido a tese de que o Brasil deveria adotar a plena conversibilidade da conta de capital do balanço de pagamentos.<sup>1</sup> Argumenta-se que a desregulamentação total da conta de capital reduziria a percepção de risco por parte dos agentes econômicos, pois permitiria o envio de recursos para o exterior sem o risco de retenção (*ad-hoc*) dos mesmos pelo Banco Central. Nesse contexto, o prêmio de risco seria reduzido em função da zeragem do risco de conversibilidade, permitindo assim uma redução expressiva do patamar de equilíbrio da taxa de juros doméstica e, dessa forma, um aumento do investimento e uma aceleração do crescimento econômico.

Esses argumentos foram levantados, inicialmente, por Arida (2003a, 2003b) e Bacha (2003) em artigos publicados em jornais de grande circulação nacional, tendo sido posteriormente publicados pela *Revista de Economia Política*. A crítica acadêmica à tese de plena conversibilidade da conta de capitais foi feita, entre outros, por Beluzzo e Carneiro (2004) e por Oreiro, Paula e Jonas (2004).

Nesse último artigo argumentou-se que (i) os supostos efeitos da plena conversibilidade da conta de capitais sobre o prêmio de risco país não encontram respaldo ou antecedente na literatura internacional especializada sobre o referido tema, o que sinalizaria a ausência de uma fundamentação teórica mais consistente para a mesma; (ii) testes econométricos preliminares sobre a relação entre prêmio de risco Brasil e o grau de conversibilidade da conta de capitais, tal como medido pelo índice proposto por Cardoso e Goldfajn (1998), mostram que o nível de conversibilidade da conta de capitais não tem nenhum impacto *estatisticamente significativo* sobre o prêmio de risco.

A proposta de Arida e Bacha foi ressuscitada, com novos argumentos, pelos autores no início de 2004, num documento de circulação restrita que foi escrito por Arida, Bacha e Lara Resende (2003) e num artigo escrito por

Arida (2004).<sup>2</sup> No primeiro artigo, os autores reiteram a tese de que a plena conversibilidade da conta de capitais não só é uma proposta factível de política econômica para o Brasil — em função da solidez dos “fundamentos macroeconômicos” (câmbio flutuante, superávit primário e metas de inflação) — como, além de tudo, desejável, pois atuaria no sentido de reduzir o prêmio de risco país, contribuindo para a queda da taxa de juros e para a aceleração do crescimento econômico. Os possíveis efeitos colaterais dessa medida — como, por exemplo, o aumento da vulnerabilidade da economia a mudanças no “humor” dos mercados financeiros internacionais — poderiam ser combatidos com políticas como a compra de reservas em moeda estrangeira por parte do Banco Central. No segundo artigo, Arida detalha suas críticas à possibilidade de introdução de controles de capital no Brasil, que, segundo ele, agrava os desajustes no mercado de câmbio, com efeitos negativos tanto para a gestão macroeconômica quanto para o próprio crescimento do país.

Nesse contexto, o presente artigo tem por objetivos (i) avaliar os novos argumentos desenvolvidos por Arida (2004) a favor da plena conversibilidade do real; (ii) avaliar empiricamente a tese de que a plena conversibilidade da conta de capitais poderia atuar no sentido de reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, reduzir a taxa de juros doméstica e estimular o crescimento econômico.

Na parte analítica do artigo (seção 2), procuramos avaliar criticamente os principais argumentos desenvolvidos por Arida (2004) em favor da adoção da conversibilidade plena da conta de capital no Brasil, em particular nos seguintes aspectos: relação entre liberalização financeira e crescimento econômico; se a suspensão da introdução de controles de capital agrava ou melhora o funcionamento do mercado cambial; se a possibilidade de introduzir controles precipita surtos especulativos; se o uso de controles piora a qualidade do padrão monetário brasileiro.

Na parte empírica do artigo, apresentamos inicialmente um modelo de vetores auto-regressivos com o objetivo de avaliar a relação entre controles de capitais, taxa de câmbio e taxa de juros (seção 3). Nesse contexto, utiliza-se o índice de controles de capitais desenvolvido por Cardoso e Goldfajn (1998) para medir o nível dos controles de capitais na economia brasileira. Os resultados do modelo VAR mostram que (i) a taxa de juros responde negativamente aos controles de capitais, ou seja, um aumento dos mesmos

gera uma *redução da taxa de juros*; (ii) a taxa de câmbio não responde às variações no índice de controles de capitais. Esses testes econométricos nos permitem concluir que (a) a plena conversibilidade da conta de capitais, defendida por Arida, poderia atuar no sentido de aumentar o nível da taxa de juros doméstica; (b) não existem evidências sólidas que justifiquem a idéia de que os controles de capitais produzem e/ou acentuam a volatilidade da taxa de câmbio.

Num segundo exercício econométrico, utilizando-se dados em painel, avalia-se o efeito do regime de plena conversibilidade da conta de capitais sobre a taxa de crescimento da renda *per capita* num grupo de 74 países no período 1985-1999 (seção 3). Os resultados da regressão com dados em painel mostram que a relação entre conversibilidade da conta de capital e crescimento é estatisticamente não significativa tanto para países da OCDE como para países fora da OCDE. Dessa forma, não há nenhuma razão objetiva para se acreditar que a adoção de um regime de plena-conversibilidade da conta de capital numa economia emergente como a brasileira poderia atuar no sentido de acelerar o ritmo de crescimento econômico.

## **1. UMA AVALIAÇÃO CRÍTICA DOS NOVOS ARGUMENTOS DE ARIDA (2004)**

No que segue iremos avaliar os argumentos centrais de Arida (2004) favoráveis à adoção da plena conversibilidade da conta de capital no Brasil e contrários à manutenção da parafernália de controles que facultam ao Banco Central do Brasil (BC) reverter administrativamente, no todo ou em parte, as medidas liberalizantes que foram adotadas após 1999.

(i) A abertura da conta de capital, quando empreendida no contexto de políticas sólidas e sustentáveis ao longo do tempo, traz ganhos de bem-estar para a sociedade

Segundo Arida (2004, p. 1), ganhos de bem-estar derivados da abertura da conta de capital — tal como sustenta a literatura favorável à liberalização financeira<sup>3</sup> — resultam da (i) possibilidade de alocação de capital a oportunidades de investimentos mais produtivas em outros países, uma vez que a abertura da conta de capital permitiria aos países emergentes captar recursos mais baratos no exterior em relação ao mercado financeiro doméstico, pelo fato de que a produtividade marginal do capital é mais baixa nos países

desenvolvidos do que nos países emergentes; (ii) diminuição do impacto das flutuações da renda sobre o consumo, uma vez que os fluxos de capitais externos evitariam quedas profundas no consumo nacional durante uma desaceleração cíclica — em caso de distúrbios cíclicos em termos de comércio, produto ou demanda externa —, já que o consumo flutuaria menos que a renda disponível caso existisse a possibilidade de conseguir empréstimo do resto do mundo durante períodos de queda da renda.

A literatura empírica sobre os efeitos da liberalização financeira sobre o crescimento econômico frequentemente não tem encontrado resultados conclusivos sobre essa relação.<sup>4</sup> Neste sentido, um recente estudo feito por economistas do FMI conclui que “(...) um exame sistemático das evidências sugere que é difícil estabelecer uma relação causal robusta entre integração financeira [isto é, liberalização da conta de capital] e desempenho do crescimento do produto” (Prasad *et al.*, 2003, p. 6). Nossas próprias estimativas — realizadas a partir de uma análise *cross-section* do crescimento na seção 3 — indicam que países com conta de capital conversível tendem a apresentar reduções na renda *per capita*. Esses resultados parecem recomendar bastante cautela no processo de liberalização financeira, e, em particular, no que se refere a propostas de completa liberalização na conta de capital do balanço de pagamentos.

Acrescente-se que a liberalização financeira tem sido frequentemente associada a uma maior instabilidade, pelo fato de que os fluxos de capitais são fortemente pró-cíclicos, exacerbando as flutuações econômicas, quando não as causam, ao mesmo tempo em que expõem os países às vicissitudes associadas a mudanças nas circunstâncias econômicas de fora do país. Em outras palavras, desequilíbrios macroeconômicos em países emergentes com conta de capital aberta — tais como elevados déficits em conta corrente, desequilíbrios fiscais, fragilização do sistema financeiro etc. — podem ser um resultado endógeno do modelo de política econômica adotado, seja em função de um afluxo excessivo de capitais externos, seja por causa de saídas abruptas de capitais para o exterior. Por exemplo, uma mudança repentina nas percepções dos emprestadores/investidores referente ao risco dos mercados emergentes pode resultar em uma enorme saída de capitais, podendo mesmo minar a viabilidade de um sistema financeiro como um todo (Stiglitz, 2000, p. 1080).<sup>5</sup>

**Tabela 1: Sistema financeiro em alguns países selecionados, 2000 (% do PIB)**

| País         | Setor bancário <sup>1</sup> |                   |        | Capitalização no mercado acionário |
|--------------|-----------------------------|-------------------|--------|------------------------------------|
|              | Depósitos                   | Empréstimos       | Ativos |                                    |
| Brasil       | 29,3                        | 24,8 <sup>2</sup> | 77,1   | 35,0                               |
| Argentina    | 27,8                        | 21,4              | 57,4   | 58,2                               |
| México       | 18,3                        | 21,6              | 25,0   | 22,1                               |
| Chile        | 54,9                        | 70,0              | 98,4   | 86,4                               |
| EUA          | 42,6                        | 45,3              | 77,3   | 152,0                              |
| Japão        | 94,8                        | 84,7              | 142,0  | 68,0                               |
| Zona do euro | 78,9                        | 103,7             | 258,3  | 89,0                               |

1. Somente bancos depositários.

2. Este dado inclui operações de *leasing* comercial.

Fonte: Belaisch (2003, p. 4).

O impacto da liberalização da conta de capital sobre o crescimento — segundo Eichengreen e Leblang (2002, p. 2, *itálicos acrescentados*) — “é mais provável ser positivo *quando os mercados financeiros domésticos são bem desenvolvidos e regulados e a operação do sistema financeiro internacional está suave e estável*. É mais provável ser negativo quando os mercados financeiros doméstico e internacional estão sujeitos a crise”. Como se sabe, o sistema financeiro brasileiro — apesar de ser bastante sofisticado do ponto de vista microeconômico — em termos de grau de aprofundamento financeiro não é bem desenvolvido, como atesta uma comparação internacional com países desenvolvidos, em particular no que se refere à relação crédito total/PIB e capitalização no mercado acionário (ver tabela 1).

A economia brasileira — em função do elevado endividamento externo, baixo nível de reservas internacionais, ausência de uma moeda conversível, tamanho pequeno do mercado financeiro doméstico etc. — tem elevada vulnerabilidade a mudanças nas condições e humores do mercado financeiro internacional, independentemente dos controles de capitais. Nessas circunstâncias o impacto da liberalização da conta de capital sobre o crescimento deve ser negativo.

(ii) Em regimes de câmbio flutuante a possibilidade de introdução de controles agrava os desajustes no mercado cambial

Este nos parece ser o ponto central da argumentação de Arida, razão pela qual nos deteremos nela em uma análise mais aprofundada. Segundo ele, a faculdade do BC de impor controles de câmbio afeta a auto-equilibração do

mercado cambial e, nesta medida, impede que os excessos sejam corrigidos pelo próprio mercado. Sob câmbio flutuante, o processo de auto-equilíbrio dos fluxos de capitais ocorre naturalmente, sem interferência do BC. Segundo sua própria explicação (Arida, 2004, p. 10, *itálico acrescentado*):

A razão é que a desvalorização causada pelo choque externo reduz o valor dos ativos no País em moeda estrangeira. Mais cedo ou mais tarde, os fluxos se revertem por conta dos investidores externos atraídos pelos baixos valores em dólares dos ativos do País e a taxa de câmbio inicia um processo de apreciação. O processo de auto-equilíbrio do câmbio flutuante pode não ter lugar se houver risco de bloqueio de saída. Em não havendo risco de controles de saída, um surto especulativo que tenha provocado uma depreciação exagerada será corrigido naturalmente pelo fluxo de entrada de capitais atraído pela aquisição de ativos domésticos a preços depreciados.

O comportamento da economia brasileira em 2002 — segundo Arida (2004, p. 11) — ilustra a possibilidade de uma parada súbita mesmo com taxa de câmbio flutuante. O que fez com que os capitais de arbitragem não entrassem no País apesar de o câmbio estar excessivamente depreciado foi especificamente o risco de controles de saída. A expectativa de políticas populistas não criaria a clivagem observada entre os retornos de ativos em moeda estrangeira e de ativos domésticos denominados em moeda estrangeira. Assim, no caso de regimes de câmbio flutuante que convivem com formas de conversibilidade sujeitas a mudanças por normas administrativas, processos especulativos podem vir a provocar paradas súbitas de financiamento ao inibir o processo de auto-equilíbrio pela expectativa de uso dos controles.

Antes de mais nada, deve ser observado que o processo de auto-equilíbrio do mercado de câmbio pode não ocorrer da forma descrita por Arida por causa de problemas de assimetria de informações em função de fenômenos de risco moral e seleção adversa. Em outras palavras, pelo seu forte conteúdo de informações, o funcionamento dos mercados financeiros é bastante diferente dos mercados ordinários de bens e serviços.

Greenville (2000) assinala que a experiência geral com regimes de taxa de câmbio flexível tem mostrado que a substituição de regimes de câmbio fixo por flutuante tem produzido maior instabilidade no mercado de câmbio, mesmo quando os fundamentos não se modificam e não podem explicar o comportamento da taxa de câmbio no horizonte de curto e de médio

prazos. Segundo ele, os problemas de volatilidade cambial são mais sérios quando se trata de países emergentes, uma vez que: (i) não têm uma experiência histórica de taxas de câmbio determinadas pelo mercado; (ii) há poucos especuladores estabilizadores *à la* Friedman atuando no mercado de câmbio, ou seja, há uma ausência de *players* desejosos de atuar em posições cambiais contrárias à da média do mercado, além de esses mercados serem propensos a exibir uma mentalidade de manada (*herd behavior*); (iii) apresentam fluxos de capitais maiores e mais voláteis em relação ao tamanho dos mercados de capitais domésticos.

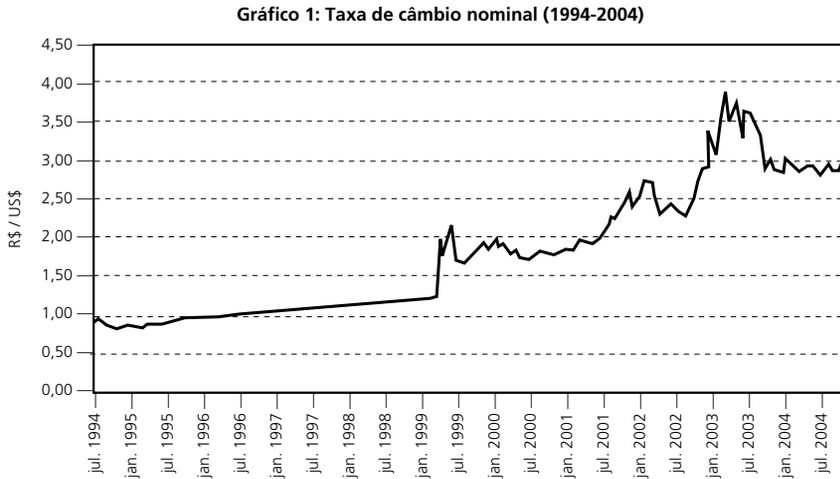
Portanto, a flutuação cambial seria o caminho natural para os *policy-makers* desejosos de obter maior autonomia no exercício da política monetária sem sacrificar a conversibilidade da moeda nacional e a integração ao mercado financeiro internacional, permitindo, assim, uma “trindade possível” *à la* modelo Mundell-Fleming: livre mobilidade de capitais, regime de câmbio flutuante e autonomia de política monetária. No caso de taxas de câmbio totalmente flutuantes, a autoridade monetária não intervém no mercado de câmbio, e, portanto, as reservas cambiais não se alteram. Logo, o balanço de pagamentos estará, por definição, em equilíbrio.<sup>6</sup> Assim, o governo deixa o câmbio flutuar, o que permitiria, *ceteris paribus*, um nível de atividade e de emprego maior, especialmente nas indústrias exportadoras, ao mesmo tempo em que as taxas de juros domésticas mais baixas estimulariam o nível de gastos dos agentes (firmas e famílias). O problema desta opção — como já foi assinalado acima —, em particular para uma boa parte dos países emergentes, possuidores de moedas fracas e não conversíveis, está associado às oscilações bruscas e intensas da taxa de câmbio ao sabor do movimento instável dos fluxos de capitais, que pode afetar negativamente essas economias, como no caso da inflação (pelos efeitos da própria desvalorização cambial sobre o custo das empresas). De fato, a volatilidade da taxa de câmbio em países emergentes resulta, em boa medida, dos problemas associados ao financiamento de elevados déficits em conta corrente no balanço de pagamentos de um país, que pode levar a uma crescente demanda por *hedge* cambial em momentos de maior incerteza no cenário nacional e/ou internacional.<sup>7</sup>

Por outro lado, no caso de países que tenham um número importante de firmas com obrigações externas derivadas de financiamentos no exterior ou simplesmente empréstimos denominados em moeda estrangeira feitos no

(ou intermediados pelo) setor bancário doméstico, uma desvalorização cambial mais acentuada pode ter um efeito patrimonial devastador sobre as firmas endividadas.<sup>8</sup> Adiciona-se, ainda, que como a taxa de câmbio é um dos preços básicos que balizam as expectativas empresariais, a volatilidade cambial resultante de um regime de câmbio flutuante, ao aumentar a incerteza nos negócios, pode afetar negativamente as decisões de investimento das firmas.

Os efeitos negativos da volatilidade cambial sobre o crescimento econômico têm sido objeto de estudos acadêmicos. Tomando como base a literatura relativa à teoria de investimento sob incerteza<sup>9</sup> e com base em uma análise de painel em que procuram avaliar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre o investimento em 15 países da União Européia, Guérin e Lahrèche-Révil (2003) concluem que uma incerteza elevada tem, na maioria dos casos, um impacto negativo sobre as variáveis macroeconômicas, entre as quais o investimento (doméstico ou externo), e mais geralmente sobre o crescimento.<sup>10</sup> Esse impacto negativo depende do fato de parte do custo ou do preço dos bens produzidos ser denominada em moeda estrangeira. Ou seja, ele depende da exposição externa da firma e do grau de abertura do país, incluindo não somente o comércio internacional, como também a sua integração (e grau de abertura) ao mercado financeiro internacional. Em particular os autores encontram evidências de que *a volatilidade da taxa de câmbio tem um significativo impacto sobre o investimento*, e mais geralmente sobre o crescimento, dependendo do grau e da natureza da exposição externa de um país. E concluem que países emergentes que se defrontam com a escolha entre regimes de câmbio fixo ou perfeitamente flexível devem dar atenção às conseqüências reais de suas estratégias cambiais (Guérin e Lahrèche-Révil, 2003, p. 19).

De fato, no caso brasileiro, o funcionamento de um sistema de metas de inflação com regime de câmbio flutuante, em condições de elevado endividamento externo e de elevada abertura na conta de capital, tem gerado forte instabilidade na taxa de câmbio (ver gráfico 1), com um impacto potencialmente negativo sobre os níveis de investimento. Nesse contexto, a política monetária tem de responder a variações na taxa de câmbio na medida em que afetem o cumprimento da meta inflacionária. Após a mudança do regime cambial, em janeiro de 1999, os movimentos de saída de capitais de curto prazo, induzidos por mudanças nas expectativas dos agentes interna-



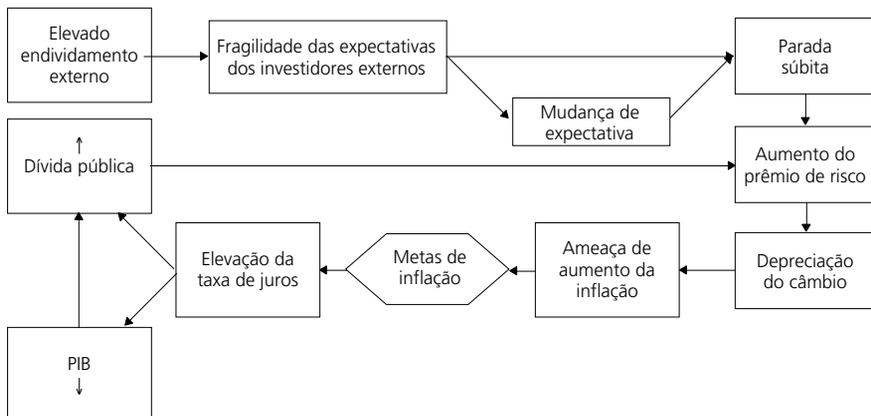
Fonte: Banco Central do Brasil.

cionais, passaram a refletir não somente na perda de reservas internacionais, mas também na própria taxa de câmbio. Mais especificamente, os movimentos de saída de capitais de curto prazo induziam (e induzem) uma grande desvalorização da taxa nominal de câmbio, a qual, se repassada para os preços domésticos — por intermédio do assim chamado efeito *pass-through* —, colocaria em risco a estabilidade da taxa de inflação. Dessa forma, o BC tem sido obrigado a elevar a taxa de juros para reverter o fluxo de saída de capitais e impedir assim o aumento da inflação por causa da desvalorização do câmbio, acabando por afetar negativamente tanto o crescimento econômico quanto o volume da dívida pública. Nesse contexto, a política monetária fica “prisoneira” do objetivo único de estabilidade de preços, tendo ao mesmo tempo efeitos macroeconômicos instabilizadores sobre a economia brasileira (em termos do nível do produto e emprego), conforme mostra o esquema desenvolvido no gráfico 2.

(iii) A renúncia expressa aos controles de capital pode dar credibilidade a políticas que de outra forma se mostrariam insustentáveis

De acordo com Arida (2004, p. 13), rumores de que o BC está cogitando introduzir controles de capital podem precipitar um surto especulativo porque os agentes partem da hipótese de que o BC deve saber algo que eles não sabem, configurando uma profecia auto-realizável.

Gráfico 2: Dinâmica das economias emergentes altamente endividadas



Fonte: Elaboração dos autores.

Nesse particular, nossa avaliação é que o BC não pode abrir mão de uma linha última de defesa, pois do contrário fica vulnerável às vicissitudes do mercado financeiro internacional, sob o risco de haver um colapso cambial justamente derivado de uma parada súbita (e não o contrário). Como já assinalamos em artigo anterior (Oreiro, Paula e Silva, 2004), a possibilidade de o BC atuar no mercado — inclusive utilizando-se de controle de capitais — pode gerar um resultado inverso àquele defendido por Arida.

Eichengreen e Leblang (2002) — usando dados de painel cobrindo diferentes períodos e diferentes amostras de países — encontraram um efeito robusto de que controles de capital operam sob o impacto das crises financeiras: enquanto que a crise deprime o crescimento quando a conta capital está aberta, os controles neutralizam esse efeito. Em outras palavras, os controles de capital são úteis para isolar os países dos impactos negativos sobre o crescimento em períodos em que a instabilidade financeira se difunde, uma vez que eles diminuem o impacto disruptivo da instabilidade externa sobre o produto nacional.

(iv) Os controles de capital enviam um sinal inequívoco sobre a qualidade do padrão monetário

Para Arida (2004, p. 13), o padrão monetário brasileiro é de qualidade inferior, padecendo de uma fraqueza “genético-estrutural”<sup>11</sup> em função de sua erosão por ações do governo ou tribunais, como inflação, confisco, tributa-

ção abusiva, empréstimos compulsórios etc. Para ele, a percepção de nossa moeda como sendo de qualidade inferior reflete o passado, não o presente, uma vez que a mudança qualitativa na gestão macro empreendida a partir de 1999 é irreversível. A sinalização dada pela permanência dos controles de capital retarda a colheita dos bons resultados da gestão macroeconômica.

Nossa avaliação da questão da fraqueza “genético-estrutural” do padrão monetário brasileiro é algo distinta da de Arida. A qualidade “inferior” do padrão monetário deriva em boa medida da percepção por parte dos agentes da existência de profundos desequilíbrios macroeconômicos na economia brasileira, quais sejam: elevada vulnerabilidade externa do país, alta relação dívida interna/PIB (resultante em boa medida da política de juros altos em uma dívida predominantemente indexada), um mercado financeiro e de capitais pouco desenvolvido, entre outros fatores. Portanto, são as peculiaridades estruturais específicas da economia brasileira — em particular suas fragilidades — que fazem com que o padrão monetário tenha uma fraqueza “genético-estrutural”. Portanto, não há razão para supor que a adoção de plena conversibilidade irá criar condições para a superação dessa fraqueza, permitindo, assim, o estabelecimento de um padrão monetário de qualidade superior.

(v) O impacto da plena conversibilidade sobre o crescimento seria positivo

Esse impacto, para Arida (2004, p. 21), se daria da seguinte forma: (i) o crescimento depende, entre outros fatores, dos determinantes da poupança interna; (ii) um padrão monetário de melhor qualidade aumentaria a poupança e dilataria seu prazo de aplicação; (iii) a mudança na magnitude e na forma da poupança aumentaria a taxa potencial de crescimento.

Já comentamos acima que um padrão monetário de melhor qualidade resultaria de uma melhoria das condições macroeconômicas do país e de um melhor grau de inserção internacional. Acrescente-se que a poupança interna é importante na determinação do *funding* no processo de financiamento do investimento (Studart, 1995). Contudo, não se deve perder de vista que, do ponto de vista macroeconômico, a poupança é subproduto do investimento, via efeito multiplicador de renda. Portanto, enquanto predominar um ambiente de expectativas empresariais deprimidas, em face das perspectivas de uma economia semi-estagnada, o nível de investimento e, conseqüentemente, da poupança manter-se-á baixo. A adoção da proposta

de livre conversibilidade da conta de capital, pelas razões apontadas nesta seção, provavelmente resultaria em uma maior instabilidade macroeconômica do país, com efeitos negativos sobre os níveis de investimento e de poupança.

## **2. CONTROLE DE CAPITAIS E SEUS DESDOBRAMENTOS: UMA ESTIMAÇÃO COM VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR) A PARTIR DA EXPERIÊNCIA RECENTE DA ECONOMIA BRASILEIRA**

Desde a crise da dívida externa, no final de 1982, que provocou, entre outras coisas, a interrupção das concessões de empréstimos voluntários, a economia brasileira contou apenas com recursos acordados em processos de renegociação da dívida. Nesse período, os empréstimos voluntários restringiram-se a uma reduzida parcela de desembolsos de matriz para filial.

Entretanto, a crescente liberalização da conta de capital implementada durante a década de 1990 foi marcante para a economia brasileira. O retorno do fluxo de capitais para as economias emergentes refletiu uma maior integração financeira do mercado mundial, aliada a um amplo processo de desregulamentação do sistema financeiro. A captação dos fluxos de capitais justificava-se pelos benefícios desses fluxos para a *performance* macroeconômica de um país, mas que poderia trazer sérios problemas para as contas externas.

Em virtude da elevada instabilidade financeira/cambial, a economia brasileira apresentou sérias dificuldades para administrar a política econômica. Considerando-se os problemas que a excessiva volatilidade dos fluxos de capitais acarretam para a condução da política econômica, tem-se defendido o uso do controle seletivo de capitais. Segundo Cardoso e Goldfajn (1998) e Cardoso (2000), a adoção dessas medidas de controle de capitais desencoraja certas formas de capitais.

Para avaliar a evolução das medidas implementadas sobre o fluxo de capitais ocorridas na economia brasileira ao longo da década de 1990, utiliza-se o Índice de Controle de Capitais (ICC) elaborado por Cardoso e Goldfajn (1998). Esses autores construíram indicadores com o intuito de medir as mudanças mensais ocorridas na legislação que afetam o fluxo de capital por intermédio das alterações no controle da entrada e da saída de capital.

Seguindo Cardoso e Goldfajn (1998), há duas medidas de controle de capitais,  $\Delta CC_1$  e  $\Delta CC_2$ , definidas como combinações lineares de mudanças nas restrições sobre fluxos de saída e fluxos de entrada de capitais:<sup>12</sup>

$$\Delta CC_1 = \Delta RI - 0,5 \cdot \Delta RO \quad (1)$$

$$\Delta CC_2 = \Delta RI + 0,5 \cdot \Delta RO \quad (2)$$

sendo que (i)  $\Delta RI$  é uma medida imposta sobre o fluxo de entrada de capitais em que uma mudança na legislação que venha a reduzir tais fluxos, como um aumento no IOF sobre a entrada de capitais, recebe valor igual a 1, enquanto que uma mudança na legislação direcionada para estimular o fluxo de entrada de capitais recebe um valor igual a  $-1$ ; (ii)  $\Delta RO$  é uma medida que capta a variação na legislação sobre a saída de capitais em que qualquer mudança na legislação que vise afetar a redução nos fluxos de saída de capitais recebe valor igual a 1, e qualquer mudança que liberalize a saída de capitais recebe valor igual a  $-1$ .<sup>13</sup>

Analisando-se a evolução dos dois indicadores acima em 1990-2001, pode-se observar que houve — como tendência geral — uma gradual e crescente abertura da conta de capital da economia brasileira no período, confirmando os achados de Cardoso e Goldfajn (1998), Soihet (2002) e Oreiro, Paula e Silva (2004).

Em termos gerais, os controles de capitais no Brasil foram utilizados para assegurar que a implantação do Plano Real fosse tranqüila, sem que o ambiente econômico mais estável e seguro para os investidores pressionassem a taxa de câmbio. Essas e outras medidas restritivas sobre o fluxo de capitais tinham por objetivo melhorar a qualidade do fluxo de capitais que ingressavam no país. Nas palavras de Ariyoshi *et al.* (2000), de certa forma, esse objetivo foi alcançado:

These and subsequent control measures aimed at improving the quality of the capital flows to Brazil by attempting to change their composition from short-term to long-term inflows, by either restricting or banning investments in certain assets, increasing the entrance tax on certain types of portfolio inflows, or using other measures to increase the maturity of permissible investments in Brazil. Restrictions were imposed on the size and maturity of export credit, which was seen as a channel to circumvent restrictions on capital inflows. Capital outflows were also further liberalized. (Ariyoshi *et al.*, 2000, p. 45-46)

Contudo, ao longo dos primeiros anos da década de noventa, a eficiência das medidas restritivas sobre o fluxo de capitais no Brasil foi limitada. Nas palavras de Ariyoshi *et al.* (2000):

The main lesson from the Brazilian experience seems to be that the effectiveness of capital controls might be limited in an environment where the sophistication of the financial markets reduces the cost of circumvention relative to the incentives for circumvention. In the long run, repeated attempts by the authorities to restrict capital inflows were unsuccessful, since capital continued to find ways to enter the economy, particularly in view of the persistent incentives provided by interest rate differentials that remained high in the absence of fiscal adjustment. (Ariyoshi *et al.*, 2000, p. 46)

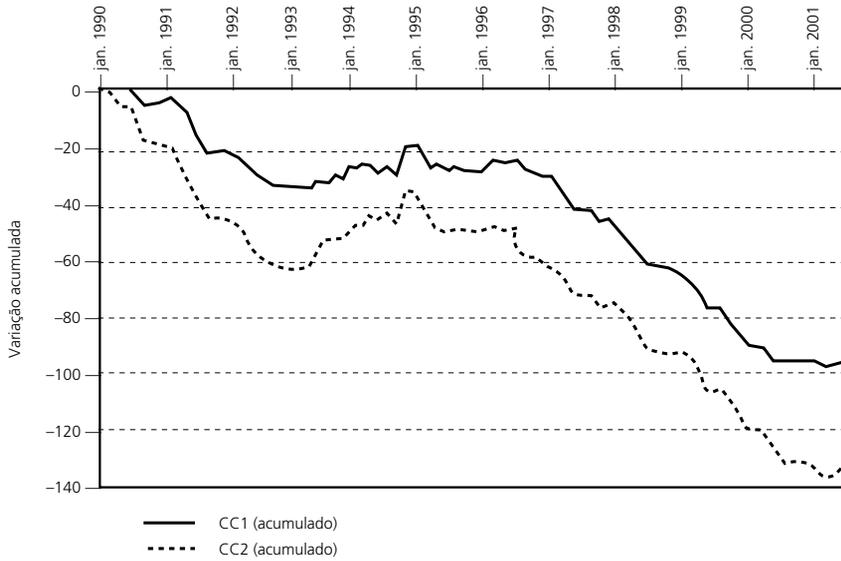
Para avaliar o comportamento das medidas incidentes sobre o fluxo de capitais ao longo da década de 1990, divide-se a análise da seguinte forma (Soihet, 2002, seção 3.2): de janeiro de 1990 a julho de 1994, a maioria das medidas relacionadas a controle de capitais foi liberalizante; de agosto de 1994 a dezembro de 1996, houve um misto de medidas liberalizantes com medidas restritivas; já a partir de 1997, percebeu-se um claro predomínio de medidas liberalizantes.

De fato, como se pode perceber com base no gráfico 3, o caráter endógeno dos controles de capitais parece bastante evidente, sendo que, em particular, a partir de 1997, em função das sucessivas pressões especulativas sobre o real, houve um nítido incentivo por parte do governo no sentido de favorecer a entrada e a manutenção do capital no país. A experiência recente da economia brasileira mostrou que o país caminhou para uma liberalização crescente da conta de capitais, sem que houvesse uma tendência de melhora no desempenho macroeconômico.

Observando-se o gráfico 4, percebe-se que houve uma crescente liberalização da conta de capitais no Brasil. Com efeito, segundo Oreiro, Paula e Silva (2004), houve um aumento da variação da taxa de câmbio e da taxa de juros; conseqüentemente, o desempenho macroeconômico da economia brasileira no período na década ficou comprometido. O comportamento do produto industrial ao longo da década de 1990 mostra uma tendência crescente, mas oscilou significativamente.

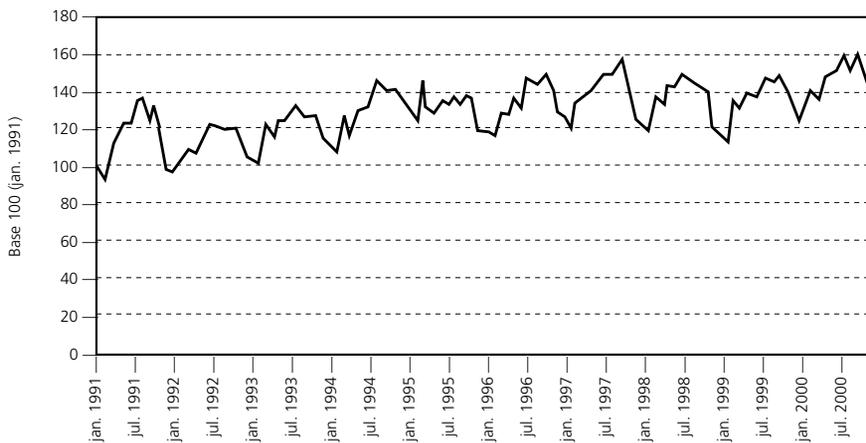
Para efeito do exercício econométrico, com o intuito de observar, entre outras coisas, o impacto dos controles de capitais sobre a taxa de câmbio e a

**Gráfico 3: Índice de Controle de Capitais (1990-2001)**



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de Soihet (2002).

**Gráfico 4: Produção física industrial no Brasil na década de 1990**



Fonte: IBGE.

taxa de juros, utiliza-se a metodologia Vetores Auto-Regressivos (VAR). Essa metodologia é útil por possibilitar a análise das relações dinâmicas entre variáveis endógenas, sem definir *a priori* a ordem de determinação e causalidade.

A discussão do modelo de Vetores Auto-Regressivos foi introduzida por Christopher Sims (1980), no seu trabalho seminal intitulado “Macroeconomics and Reality”. Uma das principais contribuições do trabalho de Sims (1980), entre outras coisas, foi tornar os modelos de equações simultâneas capazes de analisar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir de “choques” que provocam ciclos na economia, isto é, esses modelos foram capazes de analisar a importância relativa de cada “surpresa” (ou inovações) sobre as variáveis do sistema macroeconômico. Esta é a abordagem empírica que possibilita um maior entendimento de como as variáveis macroeconômicas respondem a esses “choques”, simultaneamente.<sup>14</sup>

Cada equação definida pelo VAR nada mais é que uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo. Dessa forma, a metodologia VAR permite verificar quais defasagens de uma variável são significativas na determinação do comportamento de uma outra, e vice-versa.

O exercício a ser realizado tem por objetivo estimar um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) de forma a analisar a influência da liberalização sobre as variáveis macroeconômicas-chave do país, e vice-versa, no período jul./1994–dez./2001. Para tanto, selecionaram-se dados mensais no período em consideração das seguintes variáveis: índice de controle de capitais, da taxa básica de juros e da taxa de câmbio.<sup>15</sup>

Inicialmente, foram realizados os testes de ADF para detectar a estacionariedade ou não das séries temporais. Observe que nenhuma das variáveis apresentou estacionariedade em nível; dessa forma, as mesmas foram diferenciadas e mostraram-se integradas de 1ª ordem, conforme a tabela 2.

Para selecionar o melhor modelo VAR para as quatro variáveis, toma-se como base o Critério de Schwarz (CS). Essa estatística é útil para determinar o número de defasagens a incluir no VAR, já que leva em consideração a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e o número de estimadores do parâmetro. Portanto, quanto menor o valor do CS, melhor

**Tabela 2: Teste de raiz unitária – ADF**

| Discriminação | Defasagens | Constante | Tendência | ADF     | DW   | Nº de Observações | 1% Valor Crítico | 5% Valor Crítico |
|---------------|------------|-----------|-----------|---------|------|-------------------|------------------|------------------|
| Tx câmbio     | 2          | sim       | sim       | -2,25   | 1,96 | 87                | -4,07            | -3,46            |
| DTx câmbio    | 1          | não       | não       | -7,86*  | 1,96 | 87                | -2,59            | -1,94            |
| ICC1          | 11         | sim       | sim       | -2,81   | 2,00 | 78                | -4,08            | -3,47            |
| DICC1         | 2          | não       | não       | -3,12*  | 1,99 | 86                | -2,59            | -1,94            |
| Juro Selic    | 2          | sim       | não       | -2,14   | 1,96 | 77                | -3,50            | -2,90            |
| DJuro Selic   | 0          | não       | não       | -15,29* | 2,19 | 88                | -2,59            | -1,94            |

Notas: \* e \*\* indicam significância nos níveis de 1% e 5% respectivamente. "D" indica a primeira diferença da variável.

Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula de raiz unitária foram gerados do pacote econométrico Eviews 3.1.

ICC<sub>1t</sub> mostra o Índice de Controle de Capitais, calculado pelos autores a partir de Soihet (2002);

Juro selic<sub>t</sub> é a taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada, Banco Central do Brasil;

Tx câmbio<sub>t</sub> é a taxa de câmbio comercial para venda (média), Banco Central do Brasil.

**Tabela 3: Seleção do modelo para o VAR**

| Discriminação | Critério de Schwarz |
|---------------|---------------------|
| 5 defasagens  | 18,88               |
| 4 defasagens  | 18,62               |
| 3 defasagens  | 18,47               |
| 2 defasagens  | 18,34               |
| 1 defasagem   | 18,20               |

Notas: As variáveis utilizadas na análise foram: Índice de Controle de Capitais, Taxa Básica de Juros e Taxa de Câmbio Comercial. A amostra corresponde a jul./1994 – dez./2001.

será o modelo.<sup>16</sup> Dessa forma, a tabela 3 indica que o melhor modelo é aquele com uma defasagem tomando como referência principal o Critério de Schwarz.

O Teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados de uma determinada variável ou grupo de variáveis desempenham algum papel na determinação de outras variáveis no sistema. Dessa forma, a rejeição da hipótese indica que tais defasagens são importantes na previsão de uma determinada variável. A hipótese de que a variável *X* não causa o PIB a Granger podia ser testada simplesmente através da regressão do PIB sobre os valores defasados do próprio PIB e da variável *X*, examinando em seguida se o coeficiente da última variável é significativamente diferente de zero (Johnston e Dinardo, 2000).

A tabela 4 nos mostra que a taxa de câmbio determinou, no período considerado, a taxa de juros, o que é razoável se pensarmos que as taxas de juros foram utilizadas num primeiro momento para atenuar as crises internacionais/cambiais; e após 1999 a taxa de juros passou a ser utilizada para combater a inflação (regime de metas de inflação).

Tabela 4: Causalidade de Granger

| Discriminação     | DICC <sub>1</sub> | D Selic | DTX câmbio |
|-------------------|-------------------|---------|------------|
| DICC <sub>1</sub> | –                 | 0.19785 | 0.97573    |
| D Selic           | 0.29862           | –       | 0.48680    |
| DTX câmbio        | 0.46433           | 0.06430 | –          |

Nota: Os valores menores do que 10% indicam a rejeição da hipótese nula. Ou seja, aceita-se a hipótese que a variável na coluna causa, no sentido de Granger, a variação discriminada na 1ª linha.

Segundo Johnston e Dinardo (2000), as funções resposta ao impulso permitem calcular as reações em cadeia de um determinado choque. A idéia é a seguinte: suponha um sistema de 1ª ordem com duas variáveis:

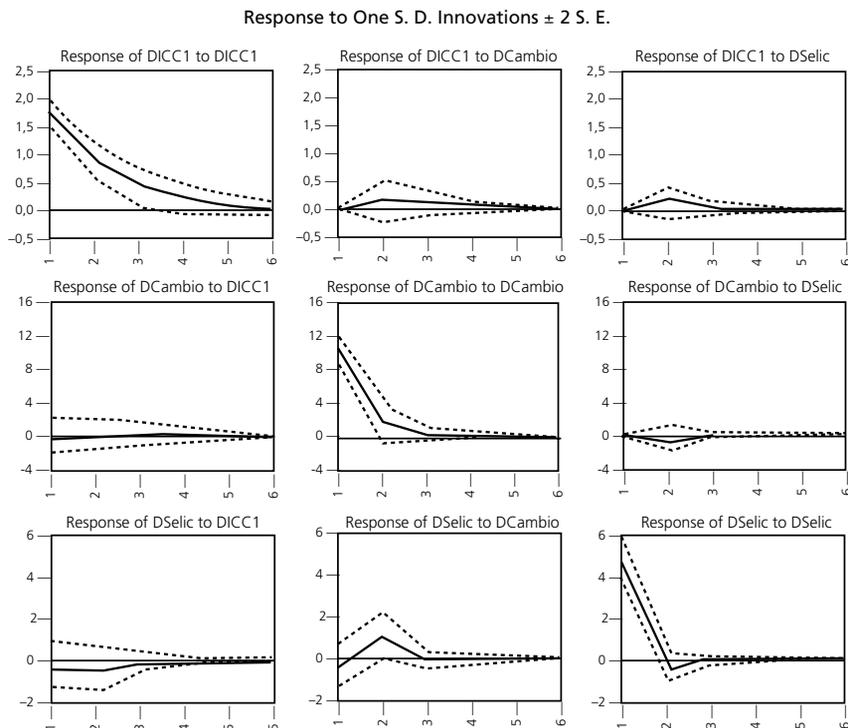
$$y_{1t} = a_{11}y_{1,t-1} + a_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = a_{21}y_{1,t-1} + a_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Uma alteração em  $\varepsilon_{1t}$  tem um efeito imediato de um para um em  $y_{1t}$ , mas não tem efeito em  $y_{2t}$ . No período seguinte, essa alteração em  $y_{1t}$  afeta  $y_{2,t+1}$  através da 1ª equação, mas também afeta  $y_{1,t+1}$  através de segunda equação. Esses efeitos em cadeia repercutem no tempo. Esse vetor estabelece um choque de um desvio padrão na 1ª equação, mantendo todos os outros choques constantes.

As respostas a um impulso de um desvio padrão em  $\varepsilon_1$  no ICC estão representadas no gráfico 5. Em suma, os resultados mostram que a taxa básica de juros (Selic) responde negativamente a um impulso no ICC, portanto, um aumento nos controles de capitais pode diminuir a variação na taxa de juros no curto prazo. A idéia evidenciada é a de que os controles podem ajudar as autoridades monetárias a reduzir a taxa de juros sem que haja uma fuga maciça de capitais do país. Observou-se também que a taxa de câmbio não respondeu a um choque no ICC, contrariando a tese de Arida (2004) de que as medidas restritivas sobre o fluxo de capitais causariam um desajuste no mercado cambial, podendo até precipitar um ataque especulativo.

Em suma, pode-se afirmar a princípio que o Índice de Controle de Capitais (ICC) influencia as variações na taxa de câmbio e na taxa de juros. Portanto, caso as autoridades monetárias intensificassem o uso dos controles de capitais no Brasil, a taxa de câmbio poderia ficar mais estável, assim como a taxa de juros doméstica. Dessa forma, uma redução do grau de conversibilidade da conta de capitais no Brasil, não a sua plena conversibilidade, seria a política econômica adequada com vistas a um aumento da *performance* macroeconômica da economia brasileira.

**Gráfico 5: Funções Impulso-Resposta (DICC<sub>t</sub>, DSELIC<sub>t</sub>, DTX CAMBIO<sub>t</sub>)<sup>17</sup>**

### 3. CONVERSIBILIDADE DA CONTA DE CAPITAL E DESEMPENHO MACROECONÔMICO: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL

Tendo como base os modelos neoclássicos de crescimento detalhados por Barro e Sala-i-Martin (1995), nessa seção incorporaremos a conversibilidade da conta de capitais<sup>18-19</sup> como uma variável explicativa para o crescimento do PIB *per capita*. Os referidos autores fazem uma análise empírica para 87 países entre 1965 e 1975 e 97 países entre 1975 e 1985 e utilizam a metodologia de dados em painel para avaliar os determinantes da variação do PIB *per capita*. A base de dados primária foi a chamada *Penn World Tables*,<sup>20</sup> um trabalho desenvolvido por Alan Heston e Robert Summers, e as variáveis explicativas utilizadas no modelo foram:

1. PIB *per capita*: aplicou-se o logaritmo natural com o intuito de atenuar os problemas de escala decorrentes da grande discrepância do produto *per capita* entre os países do mundo. O coeficiente captaria a velocidade de convergência condicional.<sup>21</sup>
2. Anos de escolaridade: essa variável, juntamente com a expectativa de vida, pretende captar o chamado capital humano.
3. Expectativa de vida: essa variável serve como uma *proxy* para uma *performance* da sociedade, refletindo, por exemplo, as condições de saúde da população. Novamente foi aplicado o logaritmo natural.
4. Interação entre PIB e o capital humano: nos modelos de crescimento endógeno com dois setores (tal qual Uzawa-Lucas),<sup>22</sup> o efeito do capital humano sobre o crescimento é assumido como o equivalente ao do PIB *per capita*. Com o intuito de aplicar uma ponderação às variáveis do capital humano, é feita a multiplicação do Log(PIB) pela soma dos desvios dos anos de escolaridade e expectativa de vida em relação à média.
5. Gastos públicos com educação: trata-se da razão entre os gastos nominais do governo com educação e o PIB.
6. Taxa de investimento: trata-se de uma razão entre o investimento doméstico bruto (tanto o público como privado) e o PIB real.
7. Consumo do governo: é a razão entre a média do consumo do governo em relação ao PIB real menos a razão entre os gastos com defesa e educação em porcentagem do PIB.
8. Prêmio nos “mercados negros” de câmbio: essa variável foi desenvolvida pelo International Currency Analysis e serviria como uma *proxy* para as distorções do governo nos mercados financeiros.
9. Instabilidade política: essa variável captaria a probabilidade de ameaças à propriedade privada, supondo-se que a instabilidade reduz os incentivos ao investimento. Trata-se de uma média ao longo da década das revoluções por anos e dos assassinatos políticos por milhões de habitantes.
10. Termos de troca: trata-se da taxa anual de crescimento dos termos de troca.<sup>23</sup>

No presente estudo selecionou-se uma amostra<sup>24</sup> de 74 países, para o período de 1985 a 1999, a partir da base de dados do Banco Mundial (*World*

*Development Indicators*, 2001). Na tabela 2 são apresentados os resultados do painel envolvendo as seguintes variáveis explicativas:

- (a) PIB *per capita* (LNPIB: aplicou-se o logaritmo ao PIB, em dólares de 1995, dividido pela população na metade do ano);
- (b) Taxa de alfabetização (ALFAB: essa medida da situação educacional do país foi utilizada em razão da insuficiência de dados para os anos de escolaridade);
- (c) Expectativa de vida (LNEV: aplicou-se o logaritmo à expectativa de vida ao nascer de homens e mulheres);
- (d) Interação entre PIB e capital humano (PIBKH: multiplicou-se o logaritmo do PIB *per capita* pela soma dos desvios da taxa de alfabetização e da expectativa de vida em relação à suas médias);
- (e) Taxa de investimento (INV: foi utilizada a formação bruta de capital fixo em relação ao PIB);
- (f) Consumo do governo (CG: são os gastos do governo em consumo final como porcentagem do PIB, excluindo os gastos militares em capital fixo);
- (g) Taxa de poupança (POUP: trata-se do PIB menos os gastos com consumo como porcentagem do PIB. Essa variável é fundamental para o crescimento da renda *per capita* nos modelos de crescimento endógeno);
- (h) Convertibilidade da conta de capitais (CONV), incorporada ao modelo como uma Dummy: (i) valor 1 para os países com plena conversibilidade da conta de capital e (ii) valor 0 para os países que possuem conversibilidade *parcial* da conta de capitais.

Geralmente, deseja-se verificar as relações entre algumas variáveis dispersas entre um determinado número de países (unidades *cross-section*) e ao longo de uma série temporal. Por exemplo, tem-se por objetivo fazer uma regressão do PIB durante uma série de tempo para uma amostra de países. Quando os dados estão dispostos dessa forma, o instrumento analítico de *Dados em Painel* é o mais indicado.

Uma das vantagens da estimação com dados em painel é que a metodologia leva em consideração a heterogeneidade individual. Assim, os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadas dos países. Essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo. Por

outro lado, os dados em painel proporcionam uma maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação (Marques, 2000).

Para captar a heterogeneidade dos países da amostra, estimamos coeficientes fixos ( $\alpha_i$ ) distintos para cada país.<sup>25</sup> Tais efeitos fixos são calculados através da subtração das médias de cada uma das variáveis e utilizando os dados transformados para estimar os mínimos quadrados ordinários:

$$y_i - \bar{y}_i = \alpha_i + (x_i - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon}_i), \text{ onde } \bar{y}_i = \sum_t y_{it} / T, \bar{x}_i = \sum_t x_{it} / T, \bar{\varepsilon}_i = \sum_t \varepsilon_{it} / T,$$

e  $T$  é o número de períodos observados (Marques, 2000; Manual do Eviews, 2002).

Ao estimarmos o modelo a partir dos dados em nível, nos deparamos com um problema de autocorrelação entre os países, revelado pela estatística Durbin-Watson. Para contornar tal situação, fizemos uso do procedimento da quase diferença<sup>26</sup> que consiste em utilizar o modelo abaixo:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \alpha_i (1 - \rho) + (x_{it} - \rho \cdot x_{i,t-1})' \beta + \varepsilon_{it} - \rho \cdot \varepsilon_{i,t-1} + \mu_i \cdot (1 - \rho),$$

onde  $\rho$  é o coeficiente de autocorrelação, obtido a partir de um processo AR(1),  $\varepsilon_{it} = \rho \cdot \varepsilon_{i,t-1} + v_{it}$ . Com isso, obtivemos o resultado expresso na tabela 5:

Na pesquisa realizada anteriormente (cf. Ono *et al.*, 2004), para uma amostra de 61 países entre 1996 e 1999, observamos um sinal negativo para o coeficiente que mede o efeito da conversibilidade da conta de capitais sobre o crescimento da renda *per capita*. E desta forma concluímos que *países com a conta de capitais conversível tenderiam a apresentar reduções na renda per capita*. Evidentemente o número reduzido de países e o período extremamente curto privaram o trabalho de uma conclusão mais robusta.

Ao estendermos a quantidade de países e o período da análise e empregando a mesma metodologia previamente utilizada, a partir de Barro e Sala-i-Martin (1995), obtivemos resultados na tabela 5 que não corroboraram a conclusão anterior, visto que o coeficiente relativo à conversibilidade mostrou-se estatisticamente não significativo, e próximo de 0. Poder-se-ia inferir que a relação entre conversibilidade de capitais e crescimento econômico

**Tabela 5: Variável dependente – Taxa anual de crescimento da renda per capita (em US\$ constantes de 1995). Dados em Painel (1985-1999)**

|                             | Todos              | OCDE               | Não OCDE*          |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>LNPiB</i> <sub>t-1</sub> | -34,249<br>(0,000) | -61,325<br>(0,000) | -29,943<br>(0,000) |
| <i>LNEV</i> <sub>t-1</sub>  | -23,602<br>(0,181) | 339,796<br>(0,079) | -65,217<br>(0,039) |
| <i>ALFAB</i> <sub>t-1</sub> | -0,193<br>(0,150)  | 0,313<br>(0,769)   | -0,403<br>(0,073)  |
| <i>PIBKH</i> <sub>t-1</sub> | 0,089<br>(0,023)   | -0,079<br>(0,742)  | 0,192<br>(0,025)   |
| <i>CONVERT</i>              | 0,407<br>(0,202)   | 0,228<br>(0,437)   | -0,026<br>(0,956)  |
| <i>CG</i>                   | -0,355<br>(0,000)  | -0,998<br>(0,000)  | -0,297<br>(0,000)  |
| <i>INV</i>                  | 0,125<br>(0,017)   | 0,325<br>(0,001)   | 0,078<br>(0,103)   |
| <i>POUP</i>                 | 0,124<br>(0,009)   | 0,116<br>(0,315)   | 0,118<br>(0,007)   |
| <i>R</i> <sup>2</sup>       | 0,30               | 0,54               | 0,29               |
| Durbin Watson               | 1,90               | 1,40               | 1,84               |
| Nº de países                | 74                 | 21                 | 53                 |
| Nº de observ.               | 962                | 273                | 742                |

\* Modelo para dados em nível.

Fonte: Elaboração própria a partir do Banco Mundial/FMI.

seria positiva para alguns países e negativa para outros. Contudo, ao scio-narmos a amostra em dois grupos, entre países membros e não membros da OCDE, os resultados permaneceram *inconclusivos*.<sup>27</sup> No caso dos países não membros da OCDE, o coeficiente apresentou um sinal ligeiramente negativo, mas não significativo estatisticamente (p-valor: 0,956). Outras variáveis utilizadas na regressão também apresentaram coeficientes não significativos (a 5% ou 10%), e ainda uma variabilidade de sinais entre as regressões,<sup>28</sup> como ocorreu, por exemplo, com o logaritmo da expectativa de vida (LNEV).

A exemplo dos resultados obtidos por Rodrik (1998), não encontramos evidências, a partir de nossas regressões, de que os países sem controles de capitais cresceram mais rapidamente. Ou, mais além, a liberalização da conta de capital parece não guardar nenhuma relação significativa com o desempenho macroeconômico no longo prazo.

#### 4. CONCLUSÕES

A análise feita neste artigo — seja analítica como empiricamente — indica a não-desejabilidade de se adotar a proposta de plena conversibilidade da conta de capital no Brasil.

Os resultados obtidos ao longo do presente trabalho rejeitam a tese defendida por Arida e outros autores de que os controles de capitais poderiam atuar no sentido de desajustar o mercado cambial, aumentar a taxa de juros e comprometer a *performance* macroeconômica das economias, inclusive da economia brasileira. Em suma, os exercícios mostraram que (i) os controles de capitais podem atenuar a volatilidade da taxa de câmbio e reduzir a taxa de juros e (ii) a regressão utilizando dados em painel para uma amostra de 74 países no período 1985-1999 mostrou que a plena conversibilidade da conta de capitais não foi significativa na determinação do nível de renda per-capita dos países que adotaram a mesma.

Os testes econométricos feitos no presente artigo são ainda preliminares. A análise realizada na seção 3, para um período de 14 anos (1985-1999), indicou uma rejeição da hipótese da relação entre a conversibilidade da conta de capitais e o crescimento da renda *per capita*. Para uma análise mais consistente deve-se, contudo, trabalhar com uma amostra maior do que a utilizada no presente trabalho. Em estudos futuros, pretende-se ampliar o período de análise, através da coleta de mais informações relativas à conversibilidade da conta de capital.

#### NOTAS

1. Uma definição de plena conversibilidade da conta de capitais é dada por Schneider (2000) nos seguintes termos: “The freedom to convert local financial assets into foreign financial assets and vice versa at market determined rates of exchange. It is associated with changes of ownership in foreign/domestic financial assets and liabilities and embodies the creation and liquidation of claims on, or by the rest of the world. CAC can be, and is, coexistent with restrictions other than on external payments. It also do not preclude the imposition of monetary/fiscal measures relating to foreign exchange transactions, which are of a prudential nature. As the definition indicates, capital account convertibility is compatible with prudential restrictions. Temporary measures to insulate an economy from macroeconomic disturbances caused by volatile capital flows are in accord with an open capital account” (Schneider, 2000, p. 6).
2. A proposta de conversibilidade do real está apoiada, naturalmente, na literatura que argumenta a favor dos benefícios do processo de liberalização (ou integração) financeira.

Para um balanço crítico da literatura sobre liberalização financeira e controle de capitais, ver Carvalho e Sicsú (2004).

3. Ver, entre outros, Fischer (1998).
4. Segundo Eichengreen e Leblang (2002), é difícil — de acordo com as evidências da literatura empírica — identificar um efeito robusto da liberalização da conta de capital sobre crescimento, uma vez que tais estimativas são sensíveis ao tipo de amostra e especificações da pesquisa.
5. É digno de nota que o próprio Arida (2004, p. 5) reconhece que “a boa qualidade da gestão macroeconômica, em si mesma, não é suficiente para impedir processos especulativos, pois o próprio entendimento dos ‘fundamentos’ macroeconômicos tende a mudar quando deteriora o estado de expectativas”.
6. Nas palavras de Arida (2004, p. 9-10): “Sob câmbio flutuante, no entanto, o montante de reservas não interfere na qualidade do crédito do devedor. Esta a razão pela qual, em regime de câmbio flutuante, não há propriamente uma dívida externa do País, apenas a dívida externa de seus residentes, incluindo entre eles o Tesouro Nacional.”
7. Segundo Arida (2004, p. 8), a expectativa da introdução de controles aumenta assim a demanda por ativos em moeda estrangeira, criando uma demanda por precaução que de outra forma não existiria, e termina por agravar o processo de desvalorização em curso. Ao contrário do que sustenta o autor, entendemos que, na presença de conversibilidade plena, provavelmente a demanda por precaução por ativos em moeda estrangeira aumentaria em função do aumento do risco cambial que resulta da maior volatilidade na taxa de câmbio.
8. Sem dúvida o aprofundamento da crise econômica na Coreia em 1998 (Kregel, 1998) e na Argentina em 2001-2002 (Fanelli, 2002) resultou em boa medida do efeito da desvalorização cambial sobre o passivo denominado em moeda estrangeira das empresas.
9. Esta literatura tem dado especial atenção à relação entre incerteza nas taxas de câmbio e investimento, ou outras variáveis macroeconômicas conectadas tais como emprego e crescimento. Para uma resenha desta literatura, ver Carruth *et al.* (2000).
10. Nesta direção, pesquisa feita por Caprio (1997) mostra que a instabilidade tem efeitos persistentes sobre o crescimento econômico, uma vez que o crescimento é desacelerado por vários anos depois que uma crise ocorre. Além disso, a instabilidade frequentemente tem fortes conseqüências distributivas, especialmente em países emergentes, onde as redes de segurança são inadequadas ou inexistentes (Furman e Stiglitz, 1999).
11. O termo fraqueza “genético-estrutural” do padrão monetário brasileiro foi introduzido inicialmente por Belluzzo e Carneiro (2004, p. 220), para quem “a conversibilidade no plano doméstico não torna a moeda nacional uma referência ou uma reserva de valor no plano internacional”, em razão da existência de uma “assimetria entre a oferta e a demanda de divisas numa economia com moeda não conversível”.
12. Ambos os indicadores,  $\Delta CCI$  e  $\Delta CC2$ , permitem respostas contrárias nos fluxos de entrada e saída de capitais à mudança em  $\Delta RO$  ao estabelecer um peso a este de 0,5: a primeira medida assume que restrições sobre saída de capitais têm um impacto maior so-

- bre a saída do que sobre a entrada de capitais, enquanto que a segunda medida assume que o impacto sobre os fluxos de entrada das restrições sobre saída de capitais domina os efeitos dessas restrições sobre os fluxos de saída.
13. Reconhecemos que esse índice — por sua natureza quantitativa — apresenta limitações, pois não capta aspectos qualitativos da legislação relativa a controle de capitais (por exemplo, uma norma pode ser mais abrangente do que outra). Contudo, como um indicador de tendência, o índice parece satisfatório, como mostra o gráfico 3, já que não há dúvida de que a tendência geral nos anos 1990 no Brasil foi liberalizante, com uma leve inflexão no ano de 1994.
  14. Maia (2001, p. 2-3).
  15. O período de análise foi escolhido em função da disponibilidade de dados. Esclarecemos que quando incorporamos a variável *dummy* que diferenciava os regimes cambiais diferentes (quebra estrutural), observou-se um problema de multicolinearidade com a variável taxa de câmbio. Por isso, decidimos trabalhar apenas com a taxa de câmbio, por proporcionar mais informações do que a *dummy*.
  16. O Critério de Schwarz minimiza os erros de forma logarítmica e o critério de informação de Akaike de forma linear.
  17. Convém lembrar que a ordem das variáveis foi desconsiderada por não afetar os resultados encontrados.
  18. Trata-se de uma variável *dummy*: 1 (se o país possui conversibilidade parcial da conta de capital) e 0 (se o país possui controles aos fluxos de capitais). Os dados foram coletados do documento editado anualmente pelo FMI e intitulado “Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions”. Verificamos nesse documento, para cada país da amostra, o campo “E.2: restrictions on payments for capital transactions”. A partir de 1997, as informações sobre controles de capitais foram desmembradas em dez subitens, indicando por exemplo a existência de controles nos mercados de ações e sobre investimento direto. Desta forma, consideramos a não-existência de controles de capitais caso um país apresentasse restrições em menos de quatro subitens e a existência de controles em caso de cinco ou mais restrições. Ressaltamos que tal metodologia parece não ter criado uma quebra estrutural na série de tempo, uma vez que não houve súbitas mudanças na série entre 1996 e 1997.
  19. O objetivo desse exercício econométrico é observar a relação entre conversibilidade da conta de capitais e crescimento da renda *per capita*. Desta forma, não pretendemos reproduzir integralmente a metodologia adotada por Barro e Sala-i-Martin, mas apenas utilizá-la como o referencial teórico.
  20. Barro e Sala-i-martin utilizaram a base de dados em sua versão 5.5. A versão atual desses dados é a 6.1 e pode ser encontrada no *site* [http://pwt.econ.upenn.edu/php\\_site/pwt\\_index.php](http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php).
  21. Segundo Barro e Sala-i-Martin (1995, p. 431), “the convergence is conditional in that it predicts higher growth in response to lower starting GDP per person only if the other explanatory variables are held constant”.

22. Ver Barro e Sala-i-Martin (1995), cap. 5.
23. Os termos de troca referem-se à capacidade de importação de bens e serviços subtraída da capacidade de exportação, em preços constantes.
24. A indisponibilidade integral de uma série — por exemplo, os gastos públicos com educação e a variação dos termos de troca — foi o principal empecilho à ampliação do escopo da análise. Além disso, o Banco Mundial não mantém quaisquer dados referentes à instabilidade política ou ao prêmio de risco nos “mercados negros” de câmbio.
25. “Uma forma de conjugar a parcimônia com a heterogeneidade e a interdependência é admitir que os coeficientes  $b$  são idênticos para todos os indivíduos, com exceção do termo independente  $b_i$ , que é específico a cada indivíduo, mantendo-se a hipótese da homogeneidade das observações” (Marques, 2000, p. 6).
26. Veja Greene (2003, p. 317).
27. Não há um consenso na literatura empírica sobre a relação entre diferentes regimes da conta de capital e a *performance* macroeconômica. Dentre os principais motivos estão as diferentes metodologias para o cálculo da liberalização, o tamanho e a heterogeneidade da amostra. Entre os autores que apontam para uma relação positiva entre liberalização da conta de capitais e crescimento econômico estão Quinn (1997), Edwards (2001), Eichengreen e Lebrang, (2002) e Tornell, Westermann e Martinez (2004). Ainda assim, com ressalvas: a liberalização pode ser benéfica somente a economias industrializadas e países emergentes mais ricos, e ainda haveria evidências de que controles de capitais são importantes em momentos de instabilidade financeira. Há ainda autores como Rodrik (1998) e Prasad *et al.* (2003) que não encontraram uma relação significativa entre liberalização da conta de capital e desempenho macroeconômico no longo prazo.
28. Levine e Renelt (1992) criticam as regressões de crescimento econômico, apontando a falta de robustez de algumas variáveis, por causa da sensibilidade dos coeficientes ao tamanho da amostra (países e períodos selecionados).

#### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARIDA, P. (2003a) “Ainda a conversibilidade”. *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, jul./set, p. 135-142.
- (2003b) “Por uma moeda plenamente conversível”. *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, jul./set., p. 151-154.
- (2004) “Aspectos macroeconômicos da conversibilidade: uma discussão do caso brasileiro”. Mimeo.
- , BACHA, LARA-RESENDE, A. (2003) “High interest rates in Brazil: conjectures on the jurisdictional uncertainty”. Texto não publicado.
- BACHA, E. (2003) “Reflexões pós-cepalinas sobre inflação e crise externa”. *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, jul./set., p. 143-150.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) Relatório Anual. Brasília, vários anos.
- BANCO MUNDIAL (2001) *World Development Indicators*.

- BARBOSA, F. H., LOUREIRO, A. S. (2003) "The risk premium on Brazilian government debt: 1996-2002". *Ensaios Econômicos EPGE*, n. 485.
- BARRO, R. J., SALA-I-MARTIN, X. (1995) *Economic Growth*. McGraw-Hill.
- BELLUZZO, L. G., CARNEIRO, R. (2004) "O Mito da conversibilidade". *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 2, abril/jun., p. 218- 222.
- CALVO, G., MENDOZA, E. G. (2000) "Rational contagion and the globalization of securities markets". *IMF Working Papers*.
- CAPRIO, G. (1997) "Safe and sound banking in developing countries: we're not in Kansas anymore". *Research in Financial Services Services: private and public policy*, n. 9, p. 79-97.
- CARDOSO, E. (2000) "Fluxos de capitais para América Latina na década de 90. In: R. Fontes e M. Arbex (orgs.). *Economia Aberta*. Viçosa: UFV.
- , GOLDFAJN, I. (1998) "Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls". *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 1, março, p. 161-202.
- CARRUTH, A., DICKERSON, A., HENRLEY, A. (2000) "What do we know about investment under uncertainty". *Journal of Economic Surveys*, v. 24, n. 2, p. 119-153.
- CARVALHO, F. C., SICSÚ, J. (2004) "Controvérsias recentes sobre controles de capitais". *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 2, abr./jun., p. 163-184.
- CASTELLAR, P. V. (2001) "A política cambial brasileira: o caráter endógeno dos controles de capitais de curto-prazo no Brasil (1994-1999)". Dissertação de mestrado. Rio de Janeiro: IE-UFRJ.
- EDWARDS, S. (2001) "Capital mobility and performance: are emerging economies different?". *NBER Working Paper Series WP* n. 8.076.
- EICHENGREEN, B., LEBLANG, D. (2002) "Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right?". *NBER Working Paper Series* n. 9.427.
- FANELLI, J. M. (2002) "Crecimiento, inestabilidad y crisis de la convertibilidad en Argentina". *Revista de la Cepal*, n. 77, agosto, p. 25-45.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI) Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. Vários anos.
- FURMAN, J., STIGLITZ, J. (1999) "Economic consequences of income inequality". *Federal Reserve Bank Review of Kansas City*.
- GREENE, W. (2003) *Econometric Analysis*. 5. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- GUÉRIN, J.-L., LAHRÈCHE-RÉVIL, A. (2003) "Exchange rate volatility and investment". Mimeo.
- KREGEL, J. (1998) "Yes, It did happen again: a Minsky crisis happened in Asia". *Working Paper* n. 235, Jerome Levy Institute.
- JOHNSTON, J., DINARDO, J. (2000) *Métodos Econométricos*. 4. ed. São Paulo: McGraw-Hill.
- LEVINE, R., RENELT, D. (1992) "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions". *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 942-963.

- MAIA, S. F. (2001) “Modelos de vetores autoregressivos (VAR): uma introdução”. *Texto para Discussão* n. 60. Maringá: Universidade Estadual de Maringá.
- MANKIW, N. G., ROMER, D., WEIL, D. (1992) “A contribution to the empirics of economic growth”. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437.
- MANUAL DO EViews (2002) “EViews 4 User’s Guide”. Disponível em <http://www.eviews.com/eviews4/eviews4/EViews41PDF.zip>. Acessado em 22/4/2004.
- MARQUES, L. D. (2000) “Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura”. Disponível em <http://www.fep.up.pt/investigacao/workingpapers/wp100.PDF>. Acessado em 19/4/2004.
- ONO, F., SILVA, G., OREIRO, J., PAULA, L. (2004) “Conversibilidade da conta de capitais e seus desdobramentos: evidências a partir da experiência recente da economia brasileira e mundial”. In: *Anais do VII Encontro de Economia da Região Sul*, p. 197-218.
- OREIRO, J. L., PAULA, L. F., JONAS, G. (2004) “Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha”. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 2, p. 223-237.
- PAULA, L. F., OREIRO, J. L., JONAS, G. (2003) “Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política”. In: J. Sicsú, J. L. Oreiro e L. F. Paula (orgs.), *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri: Manole.
- PRASSAD, E., ROGOFF, K., WEI, S., KOSE, M. (2003) “Effects of financial globalization on development countries: some empirical evidence”. Mimeo. Disponível em <http://www.imf.org>. Acessado em 19/4/2004.
- QUINN, D. (1997) “The correlates of change in international financial regulations”. *American Political Science Review*, v. 91, n. 3, p. 531-551.
- RODRIK, D. (1998) “Who need capital account convertibility?”. In: *Princeton Essays in International Finance* n. 207. International Finance Section, Princeton University.
- ROMER, D. (1996) *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill.
- SCHNEIDER, B. (2000) “Issues in capital account convertibility in developing countries”. Disponível em <http://www.odi.org.uk/speeches/schneider.pdf>. Acessado em: 20/4/2004.
- SOIHET, E. (2002) “Índice de Controle de Capitais: uma análise da legislação e dos determinantes de fluxo de capital no Brasil no período 1990-2000”. Dissertação de mestrado. Rio de Janeiro: FGV/EPGE.
- STIGLITZ, J. (2000) “Capital market liberalization, economic growth, and instability”. *World Development*, v. 28 n. 6, p. 1.075-1.086.
- STUDART, R. (1995) *Investment finance in economic development*. Londres e Nova York: Routledge.
- TORNEL, A., WESTERMANN, F., MARTINEZ, L. (2004) “The positive link between financial liberalization growth and crises”. *NBER Working Paper Series* n. 1.0293.