

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1436

LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA, PERFORMANCE ECONÔMICA E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO DO PERÍODO RECENTE

**João Adelino de Faria
Luiz Fernando de Paula
Manoel Carlos de Castro Pires
Tiago Rinaldi Meyer**

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1436

LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA, PERFORMANCE ECONÔMICA E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO DO PERÍODO RECENTE*

João Adelino de Faria**

Luiz Fernando de Paula***

Manoel Carlos de Castro Pires****

Tiago Rinaldi Meyer*****

Rio de Janeiro, novembro de 2009

* Os autores agradecem a Viviane Luporini. Obviamente a responsabilidade do artigo, assim como erros e omissões, é unicamente dos autores.

** Pesquisador da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ)/Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

*** Professor da FCE/UERJ e pesquisador do CNPq.

**** Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea cedido para a Secretaria de Política Econômica (SPE) do Ministério da Fazenda (MF).

***** Analista da Eletrobrás e doutorando em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, 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
Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Fernando Ferreira

Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais
Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (em implantação)
José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura
Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Comunicação
Daniel Castro

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

ISSN 1415-4765

JEL: E32, F32, F43

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

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

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 LITERATURA SOBRE LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA, PERFORMANCE ECONÔMICA E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA	8
3 LEGISLAÇÃO SOBRE CONTROLE DE CAPITAIS NO BRASIL	16
4 ÍNDICES DE LIBERALIZAÇÃO/INTEGRAÇÃO FINANCEIRA	17
5 AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DA LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA NO BRASIL COM O USO DA METODOLOGIA VAR	21
6 CONCLUSÃO	26
REFERÊNCIAS	28
APÊNDICE	31

SINOPSE

Este artigo objetiva avaliar a relação entre liberalização da conta capital, performance econômica e estabilidade macroeconômica no Brasil. Para tanto, além de uma revisão da literatura, o artigo realiza uma avaliação empírica dos efeitos da liberalização financeira no Brasil sobre um conjunto de variáveis macroeconômicas com o uso da metodologia VAR, utilizando, para tanto, dois modelos: um com um índice *de jure* de liberalização financeira (ILF), e outro com um índice *de facto* de integração financeira (IIF). Procura-se no primeiro caso avaliar a hipótese de que a liberalização financeira resulta em redução no risco país e, conseqüentemente, na taxa de juros doméstica; no segundo caso, avalia-se a hipótese de que a liberalização financeira tem impacto positivo sobre o crescimento econômico e a estabilidade macroeconômica, *vis-à-vis* a hipótese dos críticos da liberalização financeira de que esta gera efeitos instabilizadores em países em desenvolvimento.

ABSTRACT

This paper aims at analyzing the relationship between capital account liberalization, economic performance and macroeconomic stability in Brazil. For this purpose, besides a revision in the literature, the paper develops an empirical study on the effects of financial liberalization in Brazil on a set of macroeconomic variables using two models: one with a *de jure* index of financial liberalization, and another with a *de facto* index of financial integration. In the first model, the study intends to evaluate the proposal that the full convertibility of capital account in Brazil would result in the reduction of country-risk and, consequently, of the domestic interest rate. In the second one, it aims at assessing the hypothesis that financial liberalization has positive effect on economic growth and macroeconomic stability *vis-à-vis* the hypothesis of the critics of financial liberalization that support that it generates unstable effects on developing economies.

1 INTRODUÇÃO

Em função de inúmeras crises cambiais ocorridas na década de 1990 e no início desta década, vários estudos foram realizados para avaliar os efeitos da liberalização da conta capital sobre crescimento econômico e estabilidade macroeconômica.¹ Os estudos de modo geral não têm encontrado resultados robustos na relação entre essas variáveis. Assim, os supostos benefícios da liberalização financeira, entendida como análogo do processo de liberalização comercial, têm sido questionados. Aqueles que defendem o processo de liberalização financeira² têm argumentado que tal processo ou deve ser feito de forma gradual e/ou a partir da existência de algumas precondições, como um sistema financeiro desenvolvido e bem regulado, boa governança, políticas macroeconômicas consistentes etc.

No Brasil, o processo de liberalização da conta capital vem ocorrendo desde o final dos anos 1980 e ainda há poucos estudos que avaliaram empiricamente a relação entre liberalização financeira e crescimento econômico no país. Estudos empíricos têm utilizado frequentemente índices *de jure* (normas referentes a controle de capitais), em vez de índices de integração financeira (que medem o grau de integração aos fluxos de capitais). O debate acadêmico, em particular, foi centrado em cima da proposta de plena conversibilidade da conta capital, feita originalmente por Pêrsio Arida em 2003, e que resultou em várias críticas subsequentes.

Este artigo objetiva avaliar empiricamente a relação entre liberalização financeira, performance econômica e estabilidade macroeconômica no Brasil. Para tanto, na seção 2 avalia-se a literatura internacional e nacional (teórica e empírica) sobre a temática. Na seção 3 mostra-se resumidamente a evolução da legislação sobre controle de capitais no Brasil. A seção 4 examina os índices de integração financeira (*de jure* e *de facto*) utilizados na literatura e aqueles que serão utilizados neste trabalho. A seção 5 realiza uma avaliação dos efeitos da liberalização financeira no Brasil sobre um conjunto de variáveis macroeconômicas com o uso da metodologia VAR, utilizando, para tanto, dois modelos: um com um índice *de jure* de liberalização financeira (ILF), e outro com um índice *de facto* de integração financeira (IIF). Procura-se no primeiro caso avaliar a hipótese de Arida de que a liberalização financeira resulta na redução do risco país e, conseqüentemente, na taxa de juros doméstica; no segundo caso, avalia-se a hipótese (da literatura internacional) de que a liberalização financeira tem impacto positivo sobre o crescimento econômico e a estabilidade macroeconômica, além de gerar efeitos disciplinadores sobre a política econômica, *vis-à-vis* a hipótese dos críticos da liberalização financeira de que esta gera efeitos instabilizadores em países em desenvolvimento. A seção 5 conclui o artigo.

1. Estabilidade macroeconômica é aqui entendida numa dimensão ampla e não somente como estabilidade de preços, mas também menor volatilidade do produto e menor propensão de uma economia a crises cambiais e ataques especulativos à moeda.

2. Neste artigo utilizaremos os termos liberalização financeira, liberalização da conta capital e integração financeira internacional como sinônimos.

2 LITERATURA SOBRE LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA, PERFORMANCE ECONÔMICA E ESTABILIDADE MACROECONÔMICA

2.1 LITERATURA INTERNACIONAL

2.1.1 Argumentos favoráveis

Os argumentos favoráveis à liberalização dos movimentos de capital tomam como base a teoria dos mercados eficientes, segundo a qual os preços refletem toda a informação disponível para os agentes econômicos, e estes fazem o melhor uso das informações disponíveis em suas previsões dos preços futuros dos ativos; logo, os sinais de mercado provêm informações suficientes para a previsão dos eventos futuros, permitindo, assim, que os agentes formem suas expectativas racionais como base para as decisões maximizadoras das funções utilidades (SINGH, 2002). Assim, toda informação relevante sobre os “fundamentos econômicos” existe e está disponível aos participantes do mercado. Em particular, a eficiência ótima da alocação global de recursos resulta também do teorema de Hecksher-Ohlin, segundo o qual a taxa de retorno dos fatores de produção de cada país depende da disponibilidade relativa dos fatores e, portanto, países com escassez de capital têm um rendimento real do investimento marginal maior do que nos países desenvolvidos com abundância de capital. O livre fluxo de capitais, em mercados eficientes, permitiria a busca de retornos marginais maiores, reduzindo assim a escassez relativa de capital nos países em desenvolvimento. Portanto, a liberalização da conta capital é vista como um caminho inevitável para o desenvolvimento, uma vez que o movimento livre de capitais facilita a alocação global de poupanças e ajuda a canalizar recursos para usos mais produtivos, aumentando o crescimento econômico e o bem-estar (FISCHER, 1998; DORNBUSCH, 1998).

Prasad *et al.* (2003) resumem os potenciais benefícios da liberalização para países emergentes, relacionados a:

- a) maior acesso a mercados externos financeiros (provavelmente a custos menores de capital em decorrência da melhor alocação de risco), aumentando a eficiência na alocação de poupanças no mundo e proporcionando melhores oportunidades para países dividirem o risco macroeconômico e assim suavizar o consumo;³
- b) pressão para um aprimoramento na supervisão financeira dos mercados financeiros domésticos;
- c) maior acesso ao *know-how* tecnológico e conhecimento de outros países através do investimento direto estrangeiro (IDE) (transferência de tecnologia);
- d) desenvolvimento do setor financeiro devido aos efeitos da entrada de bancos estrangeiros sobre a oferta de crédito e estimulando melhores práticas

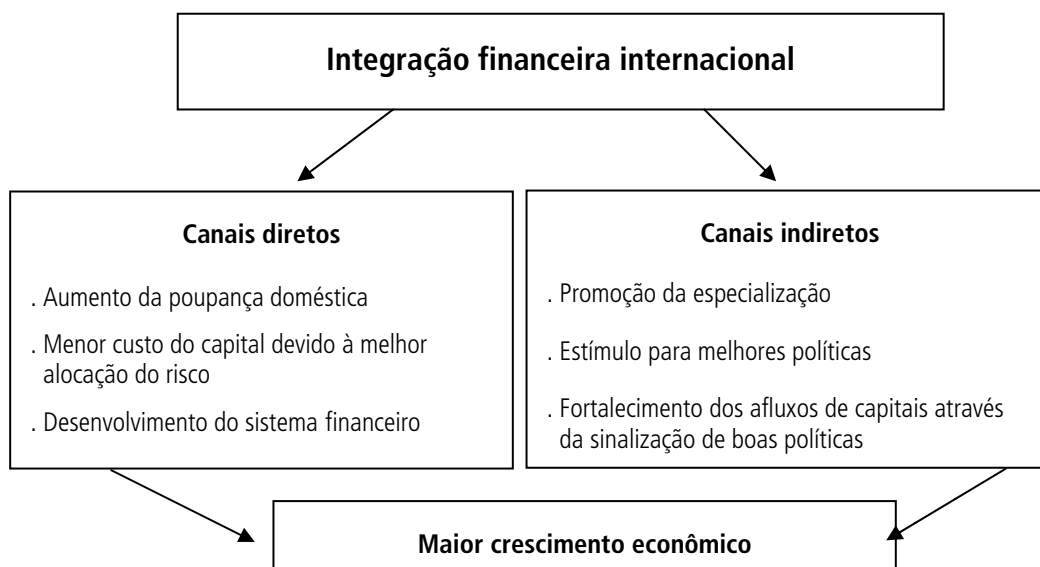
3. O argumento subjacente é que os fluxos de capitais externos evitam quedas profundas no consumo nacional durante a desaceleração cíclica – em caso de distúrbios cíclicos em termos de comércio, produto ou demanda externa – já que o consumo flutuaria menos do que a renda disponível caso exista a possibilidade de conseguir empréstimos do resto do mundo durante os períodos de queda da renda.

bancárias, e também fluxos de capitais de portfólio que aumentam a liquidez nos mercados de capitais domésticos, permitindo o desenvolvimento destes;

- e) maior especialização da produção, levando ao aumento na produtividade, devido ao melhor gerenciamento de risco; e
- f) disciplina do mercado que pode estimular políticas macroeconômicas consistentes, uma vez que os investidores internacionais atuam como uma força de mercado que penaliza as más políticas e recompensa as boas.

Assim, para os economistas que defendem a liberalização da conta capital, esta é entendida como um passo inevitável para o caminho do desenvolvimento que não pode ser evitado e deve ser adotado para que as economias nacionais se beneficiem dos movimentos livres de capitais. Os benefícios da integração financeira internacional podem ser divididos em canais diretos, ou seja, aqueles que afetam diretamente o crescimento econômico, e canais indiretos, que afetam o crescimento de forma indireta, conforme a figura 1.

FIGURA 1
Efeitos da integração financeira internacional



Fonte: Prasad *et al.* (2003, p. 24).

2.1.2 Avaliação crítica

As críticas à liberalização financeira têm sido feitas principalmente por economistas de uma vertente mais keynesiana, seja novo-keynesiana (RODRIK, 1998; STIGLITZ, 2000), seja pós-keynesiana (DAVIDSON, 2002; PRIEWE, 2008).⁴

Stiglitz e Rodrik criticam a alocação ótima de recursos nos mercados financeiros em função da existência de assimetria de informações, que impede que a liberalização financeira, seja doméstica ou internacional, resulte em melhoria no bem-estar. A existência de informação assimétrica gera custos de obtenção de informação e impede

4. Para uma avaliação da abordagem convencional sobre liberalização financeira e dos seus críticos, ver Damasceno (2007).

a eficiente precificação e alocação de recursos. Em suma, as falhas de mercado surgem da informação assimétrica, “incompletude de mercados contingentes, e racionalidade limitada (ou mesmo irracionalidade) que são endêmicas a mercados financeiros” (RODRIK, 1998, p. 4). Neste sentido, fluxos de capitais seriam caracterizados por “manias e pânico” (BHAGWATI, 1998, p. 8), sendo que “o paradigma de mercados eficientes é basicamente enganoso quando aplicado a fluxos de capitais” (EICHENGREEN, 2004, p. 3). Stiglitz (2000) argumenta que economistas favoráveis à liberalização financeira sustentam que os ganhos desta seriam semelhantes aos ganhos obtidos no comércio de bens; contudo, mercados financeiros são diferentes dos mercados de bens e serviços, por conta da existência de informação imperfeita (ver, também, BHAGWATI, 1998). O autor critica também o argumento de que a integração financeira internacional promove maior estabilidade macroeconômica, já que a mesma está associada à maior instabilidade, pelo fato de os fluxos de capitais serem marcadamente pró-cíclicos, exacerbando as flutuações econômicas, quando não as causando, e expondo os países às vicissitudes associadas a mudanças nas circunstâncias econômicas de fora do país. Assim, Stiglitz (2000) sustenta que a integração financeira internacional desestimula o investimento e crescimento econômico, uma vez que a liberalização financeira, por um lado, facilita a fuga de capitais do país, com efeitos adversos sobre o crescimento econômico, e de outro, resulta na presença do risco de instabilidade que acaba por desencorajar as decisões de investimento.

Os pós-keynesianos também rejeitam a hipótese dos mercados eficientes e das expectativas racionais para explicar o comportamento dos mercados financeiros (GLICKMAN, 1994; EATWELL; TAYLOR, 2000; DAVIDSON, 2002, cap.11). Em um mundo caracterizado pela incerteza, em que os fundamentos não fornecem um guia confiável sobre o futuro, uma vez que a base informacional sobre a qual se apoiam as decisões humanas sobre acumulação de riqueza é incompleta, as avaliações futuras dos mercados estão sempre sujeitas a desapontamentos. Nessa perspectiva, o “valor intrínseco” ou “fundamental” dos preços dos ativos não é passível de cálculo num ambiente caracterizado pela incerteza no sentido Knight-Keynes, já que a taxa de desconto varia de acordo com as percepções de risco que se alteram em respostas a eventos e, por isso, não são passíveis de conhecimento. Assim, práticas especulativas de curto prazo e não os fundamentos de longo prazo determinam os preços dos ativos. Neste contexto, a integração financeira internacional tem sido fonte de instabilidade ampliada no que se refere à ocorrência de crises cambiais e ataques especulativos e à diminuição no grau de liberdade de políticas econômicas domésticas, com efeitos profundos sobre as variáveis reais da economia (produto e emprego). Especulação, uma atividade de antecipação da psicologia do mercado, em uma economia global, tem caráter disruptivo não somente em mercados domésticos, mas sobre países como um todo, criando uma espécie de cassino financeiro ampliado (ALVES JR.; FERRARI-FILHO; PAULA, 1999, 2000). Em particular, sob condições de mobilidade de capitais, a taxa de câmbio passa a ser cada vez mais determinada pelas decisões de portfólio dos investidores internacionais. Assim, fluxos de capitais passam a ter uma forte influência sobre os mercados cambiais, tornando as taxas de câmbio bem mais voláteis do que seriam se seus movimentos fossem explicados pelo comportamento dos fluxos de comércio e serviços produtivos. As

decisões de portfólio, por sua vez, são dependentes das mudanças nos sentimentos de mercado, isto é, das expectativas formuladas pelos investidores, sendo tais expectativas “modeladas” usando uma combinação entre comportamentos convencionais – como a convenção de que os agentes consideram a opinião média quando formam suas expectativas diante de um futuro incerto – e de outros fatores de natureza psicológica (HARVEY, 2003).

Concluindo, do exposto, fica claro que nas duas vertentes keynesianas o processo de liberalização da conta capital, em que pesem os benefícios reais da integração financeira, tem efeito instabilizador sobre economias emergentes, tornando os países mais propensos a reversões cíclicas, resultando em efeitos duvidosos sobre o crescimento econômico.

2.1.3 Estudos empíricos

Vários estudos empíricos – normalmente utilizando dados em painel e medindo a integração financeira internacional através de índices variados, *de jure* e *de facto*⁵ – procuraram avaliar a relação entre liberalização de conta capital, por um lado, e crescimento econômico, crises econômicas e/ou volatilidade macroeconômica, de outro. Evidentemente essas três últimas variáveis estão relacionadas, no sentido de que crises econômicas e volatilidade macroeconômica impactam sobre crescimento econômico.

Algumas resenhas feitas sobre o assunto revelam que as evidências empíricas em geral não mostram uma relação robusta entre liberalização financeira e crescimento econômico (EINCHENGREEN, 2004, cap. 3). Prasad *et al.* (2003, p. 32), do Fundo Monetário Internacional (FMI), reportam 14 estudos feitos entre 1992-2002 sobre integração financeira e crescimento econômico e mostram que apenas três estudos encontram um efeito positivo, enquanto quatro não encontram nenhum efeito e outros sete apresentam um efeito misto.⁶ O trabalho influente de Rodrik (1998) avaliou tal relação no período 1977-1989 para quase 100 países, com o uso de algumas variáveis de controle (como matrículas em ensino secundário no início do período), e concluiu que “os dados não oferecem nenhuma evidência de que países em desenvolvimento sem controle de capitais tenham crescido mais rápido, investido mais, ou experimentado inflação menor. Controles de capitais são essencialmente não-correlacionados com o desempenho econômico no longo prazo, uma vez que controlemos outros determinantes”. Quinn (1997), utilizando um índice gradativo para avaliar o grau de abertura financeira numa escala de 0 a 8 com base em informações do relatório *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (AREAER), do FMI, para um conjunto amplo de 64 países no período 1890-1999, é um dos primeiros a apresentar um efeito positivo robusto entre liberalização e crescimento da renda *per capita*. Contudo, como assinalam Edison *et al.* (2002), os resultados de Quinn são dominados pelo que ocorreu com os países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

5. Para uma definição mais precisa dos índices de liberalização financeira, ver a seção 4.

6. Segundo Eichengreen e Leblang (2002) é difícil – de acordo com as evidências da literatura empírica – identificar um efeito robusto da liberalização da conta capital sobre crescimento, uma vez que tais estimativas são sensíveis ao tipo de amostra e especificações da pesquisa.

Prasad *et al.* (2003, p. 6) sintetizam os achados empíricos obtidos nos estudos realizados, concluindo que “um estudo sistemático das evidências sugere que é difícil estabelecer uma relação causal robusta entre integração financeira [e crescimento econômico]”, além de sugerirem que as crises externas da década de 1990 podem ter aumentado a volatilidade macroeconômica dos países em desenvolvimento, como evidenciado pelo aumento na volatilidade do consumo por parte dos países emergentes financeiramente integrados. Este resultado é corroborado por Kose, Prasad e Terrones (2003), que confirmam o aumento na volatilidade do consumo nos anos 1990 em países que possuem amplos fluxos financeiros e mostram que há pouca evidência de que os países em desenvolvimento se beneficiaram de maior integração financeira para estabilizar as flutuações de consumo.

Alguns estudos apresentam resultados que podem elucidar algumas questões na relação entre liberalização da conta capital e crescimento econômico. Eichengreen e Leblang (2002), por exemplo, sugerem que países desenvolvidos primeiro aprimoraram seus mercados financeiros domésticos, seguidos por uma conversibilidade restrita da conta capital, para depois liberalizarem a mesma:

(...) o impacto da liberalização da conta capital é mais provável ser positivo *quando os mercados financeiros domésticos são bem desenvolvidos e regulados e a operação do sistema financeiro internacional é suave e estável*. É mais provável ser negativo quando os mercados financeiros, doméstico e internacional, estão sujeitos a crise (EICHENGREEN; LEBLANG, 2002, p. 2, grifo nosso).

Por outro lado, Edwards (2001), ao avaliar a hipótese de que a liberalização da conta capital gera efeitos distintos em países de alta e baixa renda, no período de 1973 a 1988, utilizando uma medida de intensidade de restrições da conta capital, encontra que a liberalização financeira estimulou o crescimento econômico dos países de alta renda nos anos 1980, mas reduziu o crescimento no caso dos países de baixa renda. Duas lições podem ser extraídas desses achados. Primeiro, a conversibilidade da conta capital, se precipitada, pode comprometer o desenvolvimento do sistema financeiro doméstico de um país em desenvolvimento, em função justamente da maior instabilidade macroeconômica gerada pela volatilidade nos fluxos de capitais externos. Assim, o desenvolvimento do sistema financeiro doméstico parece ser na realidade uma pré-condição para a liberalização financeira. Segundo, e relacionado ao anterior, países desenvolvidos liberalizaram sua conta capital apenas após atingirem o estágio de economias maduras.

Um estudo mais recente do FMI (KOSE *et al.*, 2006) sugere que para os países em desenvolvimento tirarem proveito da liberalização da conta capital seria necessário que determinados pré-requisitos ou patamares mínimos (*thresholds*) já tenham sido atingidos, como desenvolvimento do mercado financeiro, qualidade institucional, governança das políticas macroeconômicas e integração comercial; do contrário a abertura financeira resulta em ampliação de riscos. A crítica que se faz a esta abordagem é que tais patamares referem-se justamente aos mesmos fatores apontados pelos mesmos autores como benefícios colaterais, gerando uma contradição lógica entre consequências e pré-requisitos (PRIEWE, 2008).

2.2 LITERATURA NACIONAL

2.2.1 Argumentos prós e contras a conversibilidade do real⁷

A discussão sobre a liberalização da conta capital no Brasil teve como um dos eixos principais a avaliação da proposta de Pêrsio Arida de plena conversibilidade do real. A hipótese central de Arida (2003a, 2003b) é a de que a manutenção de controles administrativos às transações com moeda estrangeira conduz à situação na qual as taxas de juros interna e externa no Brasil sejam mais altas do que prevaleceria numa situação de plena conversibilidade. A adoção da conversibilidade livre afirmaria em alto e bom-som a confiança do Banco Central do Brasil (BCB) em sua política, isto é, o BCB emitiria um claro sinal de que tem tanta confiança no sucesso da política econômica que permitiria que se comprassem divisas o quanto se quisesse à taxa de câmbio vigente, uma vez que sempre haverá reservas suficientes. A eliminação dos controles administrativos às transações com moeda estrangeira – com a introdução de um regime de livre conversibilidade nas transações no mercado de câmbio – seria para Arida uma estratégia complementar à obtenção dos elevados superávits primários na tarefa de redução do endividamento público como proporção do Produto Interno Bruto (PIB) à medida que taxas de juros internas e externas mais baixas permitiriam *i*) um superávit primário mais baixo, e *ii*) um nível de investimento mais alto por parte das empresas domésticas e, portanto, um maior crescimento econômico.

O eixo central de sua argumentação é, portanto, que as restrições administrativas às transações com moeda estrangeira aumentam as taxas de juros interna e externa devido ao efeito das mesmas sobre o prêmio de risco, o que acaba gerando a necessidade de superávits primários ainda maiores. Em outras palavras, o prêmio de risco depende, entre outros fatores, do regime de conversibilidade da moeda doméstica.⁸ Os efeitos da conversibilidade restrita sobre as taxas reais de juros ocorrem de duas formas interdependentes: *i*) *efeito sobre o prêmio de risco externo*: a manutenção de um regime de conversibilidade restrita sinaliza para os credores externos a possibilidade de o BCB suspender ou contingenciar os pagamentos ao exterior no futuro. Dessa forma, o risco de *default* dos compromissos externos das empresas domésticas aumenta, gerando uma elevação da taxa de juros *off-shore*; *ii*) *efeito sobre o prêmio de risco interno*: sendo válida a “paridade descoberta da taxa de juros”, a taxa de juros nominal doméstica deve ser igual à soma da taxa de juros internacional com o risco país e a expectativa da desvalorização cambial. Portanto, pelo efeito referido, haveria um aumento no risco país e/ou uma expectativa de uma depreciação excessiva da moeda doméstica em decorrência do risco de imposição de restrições à liberdade de capitais, o que resultaria em patamares mais elevados das taxas reais de juros domésticas. Assim, a manutenção de um regime de conversibilidade restrita sinalizaria para os credores internos a pouca confiança que o próprio Tesouro tem na sua

7. Esta seção está baseada em Ferrari-Filho *et al.* (2005) e Oreiro *et al.* (2005).

8. “(...) surge, aos olhos do credor em moeda estrangeira, um risco desnecessário. Quem empresta seus dólares a residentes no Brasil sabe que está correndo o risco do devedor não ser capaz de gerar os reais necessários para quitar a dívida à taxa de câmbio vigente quando do seu vencimento. A este risco de crédito, soma-se então outro, o risco da espada de Dâmocles do Banco Central ser posta em uso, suspendendo-se, seletiva ou generalizadamente, os pagamentos ao exterior e criando-se um racionamento de divisas por via administrativa. Cresce, por conseguinte, a taxa de juros em dólares requerida pelo credor e com ela a taxa de juros em reais” (ARIDA, 2003b, p. 153).

capacidade de honrar os compromissos financeiros em razão da dívida interna. Essa sinalização tem o efeito de aumentar o prêmio de risco sobre os títulos da dívida doméstica, o que conduz a uma elevação da taxa de juros interna.

Em artigo posterior, Arida (2004) acrescenta novos argumentos em favor da conversibilidade plena da conta capital no Brasil. Em primeiro lugar, a abertura da conta capital, quando empreendida no bojo de políticas macroeconômicas sólidas e sustentáveis, traz ganhos de bem-estar, em função dos seus efeitos na melhor alocação internacional do capital e da diminuição do impacto das flutuações da renda sobre o consumo, argumentos já desenvolvidos na literatura internacional. Em segundo lugar, em regimes de câmbio flutuante a possibilidade de introdução de controles agrava os desajustes no mercado cambial. A eliminação do risco de conversibilidade, por sua vez, permitiria uma estabilização maior dos fluxos de entrada e saída de capitais, reduzindo a amplitude da flutuação cambial. Segundo Arida, a faculdade do BCB de impor controles de câmbio afeta a “autoequilibração” do mercado cambial e, nesta medida, impede que os excessos sejam corrigidos pelo próprio mercado. Sob câmbio flutuante, o processo de “autoequilibração” dos fluxos de capitais ocorre naturalmente, sem interferência do BCB.

Ademais, o autor acrescenta ainda que o padrão monetário brasileiro é de qualidade inferior, padecendo de uma fraqueza “genético-estrutural”, em função de sua erosão por ações do governo ou tribunais, como inflação, confisco, tributação abusiva, empréstimos compulsórios etc. Neste contexto, controles de capital enviariam um sinal inequívoco a respeito da má qualidade do padrão monetário brasileiro. A sinalização dada pela permanência dos controles de capital retardaria a colheita dos bons resultados da gestão macroeconômica baseada em metas de inflação, superávit primário e câmbio flutuante.

Críticos da proposta de Arida (BELLUZZO; CARNEIRO, 2004; OREIRO; PAULA; SILVA, 2004; FERRARI-FILHO *et al.*, 2005) sustentam que o argumento de que as restrições administrativas às transações com moeda estrangeira aumentam as taxas de juros interna e externa devido ao efeito das mesmas sobre o prêmio de risco país não tem respaldo empírico.⁹ De fato, a experiência histórica brasileira teria mostrado precisamente o contrário: ao longo dos anos 1990, o Brasil caminhou na direção de uma conversibilidade crescente da conta capital, sem que houvesse uma tendência de redução no risco país ou na taxa real de juros doméstica. Em segundo lugar, tal como assinalado na seção 2.1, quanto aos aludidos ganhos de bem-estar derivados da abertura da conta capital quando empreendida no contexto de políticas macroeconômicas “sólidas”, a literatura empírica internacional mostra que a relação entre os efeitos da liberalização financeira e o crescimento econômico não tem sido conclusiva. Em terceiro lugar, além de questionarem a capacidade autorreguladora do mercado cambial, os críticos argumentam que a excessiva volatilidade da taxa de câmbio tem efeitos deletérios sobre as decisões de investimento e, conseqüentemente, sobre o crescimento econômico. Por fim, argumentam que seriam as peculiaridades estruturais específicas da economia brasileira – em particular suas fragilidades –, ou seja, percepção por parte dos agentes da existência de desequilíbrios

9. Os estudos empíricos que avaliam a hipótese de Arida são reportados na próxima seção.

macroeconômicos estruturais na economia brasileira,¹⁰ que fariam com que o padrão monetário tivesse uma fraqueza “genético-estrutural”.

2.2.2 Estudos empíricos

Oreiro, Paula e Silva (2004) é o primeiro estudo a avaliar a hipótese de plena conversibilidade do real de Arida. Utilizam uma regressão com método dos mínimos quadrados com dados mensais do período 1994-2000, tendo como variáveis: dívida pública/PIB, variação do risco país (JP Morgan) e dois índices de controles de capitais. Os resultados mostram que a conversibilidade da conta capital, tal como medida pelo índice de controle de capitais de Cardoso e Goldfajn (1998), tem efeito estatístico irrelevante sobre o prêmio de risco país, ou seja, não há uma relação direta estabelecida entre mudanças nos controles administrativos em relação à conversibilidade da moeda nacional e a variação do prêmio de risco país.

Oreiro *et al.* (2005), com o objetivo de avaliar a validade empírica dos argumentos de Arida em favor da plena conversibilidade do real, realizaram testes econométricos a fim de captar as possíveis implicações dos regimes da conta capital sobre o desempenho macroeconômico no período 1990-2001. Utilizando a metodologia VAR, analisaram a influência da liberalização financeira, medida por meio do índice de controle de capitais (ICC), sobre as seguintes variáveis macroeconômicas: taxa de juros (SELIC) e taxa nominal de câmbio. Realizaram, também, outro teste econométrico utilizando dados em painel para analisar a relação da conversibilidade da conta capital e desempenho macroeconômico para um conjunto de 87 países, utilizando as variáveis PIB *per capita*, taxa de alfabetização, expectativa de vida, taxa de investimento, consumo do governo e taxa de poupança. Os resultados obtidos nos dois testes realizados 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. Ao contrário, os resultados mostraram que os controles de capitais podem atenuar a volatilidade da taxa de câmbio e reduzir a taxa de juros.

Goldfajn e Minella (2005), por meio da metodologia VAR, analisaram a relação entre a liberalização da conta capital e a performance macroeconômica para o Brasil usando as seguintes variáveis: produção industrial, conta corrente do balanço de pagamentos, conta capital privado, termos de intercâmbio, taxa de câmbio e taxa de juros real, para o período de janeiro de 1995 a agosto de 2004. Seus resultados indicaram que a liberalização financeira tem conduzido a uma redução da vulnerabilidade externa do país.

Van Der Laan (2007) avaliou o processo de liberalização da conta capital para um período compreendido entre 1990 e 2005. Para isso, utilizou dois índices, um índice *de jure*, ICC, e outro *de facto*, índice de abertura financeira (IAF). Fazendo uso da metodologia VAR, realizou uma análise econométrica (com dados trimestrais no período 1994-2005) para testar a relação causal positiva entre a liberalização financeira e o crescimento econômico, com as seguintes variáveis macroeconômicas: taxa de juros, taxa de câmbio e PIB. Os resultados obtidos não permitiram estabelecer

10. Por exemplo, a tendência de geração de déficits comerciais por ocasião de ciclos de crescimento econômico, que acaba gerando uma restrição externa ao crescimento de longo prazo.

uma relação positiva e robusta entre liberalização financeira e crescimento econômico para o período pesquisado. Seus resultados confirmam a hipótese de que a integração econômica de um país em desenvolvimento aos fluxos de capitais internacionais leva à necessidade de práticas de juros mais altos para atraí-los e mantê-los no país.

Nota-se que a maioria dos trabalhos no Brasil utilizou o índice de controle de capitais, elaborado por Cardoso e Goldfajn (1998). Em parte o motivo deriva do fato de que boa parte dos estudos visou avaliar a hipótese de conversibilidade plena do real feita por Arida. Dos quatro trabalhos empíricos reportados, três mostraram evidências de que a liberalização financeira não teve resultados robustos sobre crescimento econômico e/ou variáveis relacionadas a este, e apenas um mostra resultados benéficos relacionados à redução da vulnerabilidade externa.

3 LEGISLAÇÃO SOBRE CONTROLE DE CAPITAIS NO BRASIL

A legislação cambial, que *grosso modo* vigorou até início dos anos 1990, restringia a mobilidade de capitais no Brasil, tendo três pilares básicos (ver VAN DER LAAN, 2007, cap. 2). Em primeiro lugar, dois decretos da década de 1930 (Decreto nº 20.451/1931 e Decreto nº 23.258/1933) estabeleceram o monopólio do Banco do Brasil na compra de cambiais (em 1964 transferido ao BCB), conferindo a este a possibilidade de utilizar o mecanismo de centralização cambial em períodos de crise, e a base legal da exigência de cobertura cambial das exportações (exportadores ficam obrigados a vender moeda estrangeira auferida em suas transações ao BCB). Em segundo lugar, a Lei nº 4.131/1962 estabeleceu que somente podem retornar ao exterior capitais que, ao ingressarem no país, fossem registrados no BCB. Assim, a repatriação de capital era limitada ao valor do ingresso original acrescido dos juros pactuados e remuneração do capital. Essa seria a base da não-conversibilidade da conta capital, ao restringir residentes de enviarem recursos para o exterior. Em terceiro lugar, pelo mecanismo conhecido como “posição de câmbio”, através de normativos editados pela autoridade monetária, havia limites às instituições para as posições comprada e vendida de câmbio, o que configurava na prática restrições quantitativas.

Desde o final da década de 1980 houve uma tendência crescente de liberalização da conta capital no Brasil. Já no começo dos anos 1990, as proibições e os entraves burocráticos que impediam IDEs foram eliminados. Em 1991, foi permitido aos investidores institucionais estrangeiros negociar títulos e ações emitidos domesticamente, através do então chamado Anexo IV. Em 1992 o BCB autorizou uma ampla liberalização em relação à saída de capital, permitindo que uma conta especial não-residente, chamada CC-5,¹¹ pudesse ser operada com mais liberdade por instituições financeiras estrangeiras nas operações de compra e venda de divisas. Essa exceção criou um caminho fácil para a saída de capital de curto prazo, que foi bastante usado durante períodos de ataque especulativo contra a moeda nacional e representou a introdução de uma conversibilidade *de facto*, já que na prática residentes podiam fazer depósitos em uma conta de um banco estrangeiro, operada em um banco no país, que poderia converter moeda nacional em moeda estrangeira

11. Esta conta foi criada nos anos 1960 para permitir aos não-residentes receberem depósitos em conta corrente mantida em um banco brasileiro, convertendo dólares em moeda doméstica. Somente o saldo residual da conta poderia ser reenviado para o exterior.

(GOLDFAJN; MINELLA, 2005). Em abril de 1994 o Plano Brady converteu os empréstimos estrangeiros em títulos da dívida, ajudando a superar a crise da dívida externa que marcou os anos 1980. Ainda em 1994, o BCB implementou um imposto – Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) – sobre a entrada de capitais¹² e aumentou os requisitos mínimos de maturidade para a entrada de capital no país, visando amenizar a pressão sobre a taxa de câmbio, minimizar o custo de esterilização e proporcionar algum grau de liberdade para a política monetária, em um contexto de câmbio semifixo.

Após a crise de 1999 e a adoção do regime de câmbio flutuante, as autoridades econômicas implementaram uma série de normas cambiais que resultou na consolidação e no aprofundamento das mudanças efetuadas na década de 1990, permitindo a redução nas restrições operacionais e exigências burocráticas, e maior flexibilidade no mercado cambial. Tais medidas incluíram a unificação dos mercados existentes (livre e flutuante), redução e posterior eliminação tanto da necessidade de maturidade mínima para empréstimos externos quanto do imposto sobre entrada de capitais, na eliminação das restrições para investimentos no mercado de títulos por parte de investidores estrangeiros, e na simplificação dos procedimentos relacionados à remessa de capital para outros países.¹³ Em novembro de 1999 o Brasil acatou as obrigações do artigo VII do FMI, que desincentiva os países-membros a adotarem restrições sobre moedas e transferências relacionadas a transações correntes. Recentemente, em agosto de 2006, o governo brasileiro introduziu mais flexibilidade nas operações de cobertura cambial para exportação, passando a permitir que exportadores brasileiros mantenham, fora do país, até 30% das suas receitas com exportação. Em março de 2008, de modo a arrefecer a entrada de capitais especulativos no Brasil, foi instituída uma alíquota de IOF de 1,5% sobre a entrada de recursos estrangeiros dirigidos para renda fixa, que acabou tendo pouco efeito sobre os fluxos de capitais.

4 ÍNDICES DE LIBERALIZAÇÃO/INTEGRAÇÃO FINANCEIRA

O processo de liberalização financeira de economias nacionais pode ser avaliado de duas formas distintas, quais sejam: a integração avaliada como resultado de um conjunto de normas que permite ou restringe a livre entrada e saída de capitais financeiros; e a integração vista como resultado da intensidade de entrada e saída de capitais financeiros.

Para o primeiro caso, utilizam-se indicadores que buscam mensurar o grau de abertura financeira permitido pela legislação em vigor em determinada economia, comumente chamados de índices *de jure*. Os índices *de jure*, assim, mensuram o grau de abertura financeira por meio de uma análise criteriosa da legislação e suas alterações. Para o segundo caso, são utilizados indicadores que buscam avaliar a intensidade dos fluxos de capitais em uma determinada economia, comumente chamados de índices *de facto*.

12. O IOF era entre 5% e 9% para aplicações direcionadas aos Fundos de Renda Fixa – Capital Externo (FRFCE), e de 3% a 7% no caso de aporte sob a forma de empréstimo, em outubro de 1994.

13. Em março de 2005 o BCB autorizou indivíduos e empresas a realizarem transferências de recursos para o exterior pelas suas próprias contas correntes, uma simplificação das regras que acabou levando ao fim de conta CC-5.

Na literatura existem formas diferentes de construção do índice *de jure*. Um modo comum é a utilização do relatório AREAER, publicado pelo FMI, no qual são listados os instrumentos utilizados em cada um dos países-membros. Esta lista de instrumentos é utilizada para categorizar a legislação do país em determinado ano como restritiva ou liberal, o que possibilita a construção de um indicador binário. Outra forma de construção de índice *de jure* é o ICC proposto por Cardoso e Goldfajn (1998). Duas medidas de controle de capitais lineares de mudanças nas restrições sobre fluxos de saída e fluxos de entrada de capitais, (ΔCC_1) e (ΔCC_2) , são definidas como combinações buscando medir o controle sobre os fluxos de capitais, baseando-se em alterações na legislação. Uma mudança na legislação que venha a reduzir o fluxo de capitais recebe valor igual a +1, enquanto uma mudança na legislação direcionada para estimular o fluxo de capitais recebe um valor igual a -1. Assim, temos que $\Delta CC_1 = \Delta RI - 0,5.\Delta RO$ (1) e $\Delta CC_2 = \Delta RI + 0,5.\Delta RO$ (2), onde ΔRI é uma medida imposta sobre o fluxo de entrada de capitais e ΔRO é uma medida que capta variação da norma sobre a saída de capitais.

Van Der Laan (2007), em sua pesquisa empírica, utilizou este ICC sem ponderação e, inversamente ao ICC original, estabeleceu que, se a alteração facilita a entrada e/ou a saída de capitais, atribui-se um valor “+1”, ou seja, o controle foi reduzido. Se, por outro lado, a alteração dificulta a entrada e/ou a saída de capitais, atribui-se um valor “-1”, ou seja, os controles são aumentados. Desta forma, conforme as alterações na legislação vão ocorrendo, se o valor do índice (ICC) for se tornando mais positivo é porque houve uma redução no controle sobre os fluxos de capitais, e vice-versa. Uma outra forma de construção do índice *de jure*, buscando melhorar a mensuração do processo de liberalização normativa, é o índice elaborado originalmente por Quinn (1997), que qualificou as alterações na legislação sobre controle de capitais como “-1,-2,-3,-4” ou “+1,+2,+3,+4” conforme a alteração seja mais ou menos liberalizante ou restritiva, respectivamente. A medida de Quinn é uma medida qualitativa, mas que tem sido criticada por seu caráter subjetivo. Chinn e Ito (2006), por sua vez, desenvolveram um IAF baseado nos componentes principais extraídos da conta capital desagregada e de medidas de restrição na conta corrente, a partir da AREAER.

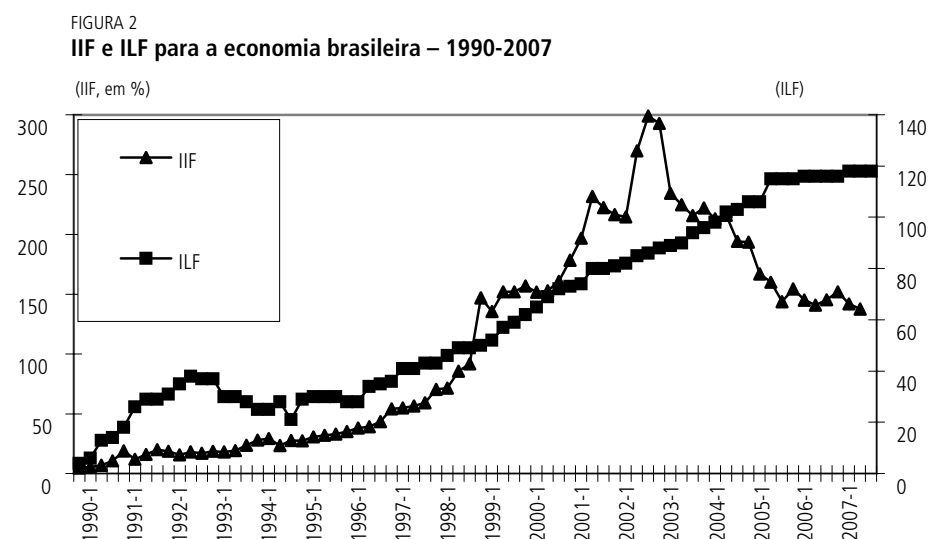
Os índices *de jure*, em geral, são criticados como medida de integração financeira por nem sempre refletirem o real grau de integração financeira de uma economia nos mercados mundiais. Exemplo disso é a integração financeira da China, que, a despeito do alto grau de restrição existente na legislação sobre várias modalidades de capitais (em particular, de residente), tem recebido altos volumes de influxos de capitais. De qualquer modo, tais índices mostram uma dimensão importante do processo de integração financeira internacional: em que medida as normas regulatórias têm sentido liberalizante ou sentido restritivo. Esta crítica nos remete ao índice *de facto*.

Os índices *de facto* mensuram a integração financeira por meio da razão entre os fluxos de capitais e um indicador do tamanho da economia nacional, geralmente o produto nacional. Kray (1998) e Van Der Laan (2007) utilizaram a soma dos fluxos financeiros de entradas e saídas sobre o PIB (em módulo), em uma analogia ao indicador de abertura comercial (exportações mais importações sobre o PIB), para construir o índice de integração *de facto* – intitulado IAF. Lane e Milesi-Ferretti

(2003, 2006) advogam a construção de uma medida de integração financeira internacional (IFIGDP) que é a soma dos estoques de ativos e passivos externos divididos pelo GDP (PIB), em que $IFIGDP_{it} = \frac{(FA_{it} + FL_{it})}{GDP_{it}}$, onde FA e FL

denotam os estoques de ativos (passivos) externos. Este índice, portanto, considera ativos e passivos, incluindo tanto a habilidade dos estrangeiros de investirem em um país, quanto a habilidade de residentes de investirem no exterior e, por isso, é entendido como mais adequado para aferir o grau de integração financeira internacional de um país.

Neste trabalho, utilizamos como índice *de jure* o mesmo que foi construído por Van Der Laan (2007), e com os dados deste para o período compreendido entre o terceiro trimestre de 2005 e o quarto trimestre de 2007. Renomeamos o índice como ILF, atribuindo o valor “+1” para uma alteração na legislação que facilita a entrada e/ou a saída de capitais e “-1” para uma alteração na legislação que as dificulta. Dessa forma, quando o indicador está se tornando mais positivo é porque está havendo um movimento de liberalização financeira na legislação. A figura 2 (eixo da direita) mostra a evolução deste índice de 1990 a 2007.



Fonte: Elaborada pelos autores, a partir de dados do FMI (IIF), Van Der Laan (2007) e BCB (ILF).

Como índice *de facto* foi utilizado neste trabalho o IIF, seguindo a metodologia do índice IFIGDP elaborado por Lane e Milesi-Ferretti (2003). Para o cálculo deste índice foram somados os ativos das contas Investimento brasileiro direto, Investimento brasileiro em ações, Investimento brasileiro em títulos, Derivativos, Outros investimentos brasileiros, Erros e omissões, Haveres da autoridade monetária, e passivos das contas Investimento estrangeiro direto, Investimento estrangeiro em ações, Investimento estrangeiro em títulos, Derivativos, Outros investimentos estrangeiros, Operações de regularização FMI, Financiamentos excepcionais. Todos os valores extraídos do relatório do FMI, *International Financial Statistics*, sendo a soma dividida pelo PIB. A figura 2 (eixo da esquerda) mostra a evolução deste índice de 1990 a 2007. Conforme pode ser observado no gráfico, os dois índices estão aparentemente correlacionados até o final de 2002, ainda que em 1993-1994 tenha havido um pequeno interregno restritivo. A partir de 2003, observa-se a continuidade

do processo de liberalização normativa, enquanto a integração financeira *de facto* reduz acentuadamente, em função, principalmente, do pagamento de empréstimos externos, no contexto da valorização da taxa de câmbio, e da política de formação de reservas cambiais das autoridades monetárias.

Com o objetivo de aprofundar a relação entre os índices *de jure* e *de facto* investigamos a relação empírica entre os mesmos. As evidências existentes apontam que em países industrializados as medidas *de jure* e *de facto* possuem uma relação empírica estável, com ambas medidas se correlacionando positivamente. O mesmo não pode ser dito dos países emergentes onde o índice *de facto* se descola do índice *de jure* a partir dos anos 1980, observando-se um aumento na integração financeira não acompanhada pela liberalização normativa (KOSE *et al.*, 2006).

Para o caso brasileiro, de acordo com a figura 2, a evolução temporal dos dois índices sugere que pode existir uma relação positiva entre eles, ainda que a mesma possa ter arrefecido após 2002. É importante notar que quanto mais forte a relação entre os índices, mais próxima da unidade (em módulo) a elasticidade deve ser.

No intuito de avaliar a relação entre os índices *de jure* e *de facto* utilizamos técnicas de cointegração com as variáveis da figura 2 em logaritmos.¹⁴ Os testes de cointegração de Johansen (1995) e o teste de cointegração de Gregory e Hansen (1996) indicam que existe uma relação de longo prazo entre os índices (tabela 1). Ademais, o teste de cointegração de Gregory-Hansen tem a vantagem de sugerir a data para uma possível quebra estrutural nessa relação. Com efeito, o teste indicou como data da quebra o quarto trimestre de 1999 no modelo com constante e tendência.¹⁵

TABELA 1
Testes de cointegração

Teste	Hipótese nula	Modelo	Estatística	Valor crítico de 5%
Johansen	Ausência de relação de cointegração	Constante e tendência no vetor de cointegração e 1 <i>lag</i> ¹	35,13	25,87
Gregory-Hansen	Ausência de relação de cointegração	Constante e tendência no vetor de cointegração, sem <i>lags</i> e quebra estimada em 1999:4.	-5,91	-4,99

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: ¹ Resultado similar é obtido no modelo sem *lags* no teste de Johansen com quebra estrutural.

14. Para o uso de técnicas de cointegração é necessário que as variáveis sejam não-estacionárias. A análise de raízes unitárias é apresentada na seção a seguir. Com efeito, os testes ADF e KPSS indicam que os dois índices são I(1) o que possibilita o uso da cointegração.

15. A aplicação do teste de Gregory-Hansen no modelo *fullbreak* indicou a existência de quebra em 2002:4. O teste de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) para análise com quebra em 2002:2 (não reportado) também indica a existência de relação de longo prazo entre os índices. As estimativas apresentadas para o modelo com quebra em 1999:4 são muito próximas das estimativas do modelo com quebra em 2002:2 (não reportado).

A estimativa do vetor de cointegração indica que a existência de relação entre os índices pode ser considerada estável. A estimativa do vetor de cointegração com constante e tendência (T) reporta uma elasticidade de 0,22, que pode ser considerada baixa. Quando a quebra estrutural em 1999, sugerida pelo teste de Gregory-Hansen, é modelada com uma variável *dummy* que toma valor um até 1999:4 (D_{1999}) e zero daí em diante, a elasticidade obtida é de 0,20, o que confirma uma relação não muito forte entre os índices.

$$ILF = 2,38 + 0,02T + 0,22IIF \quad (1)$$

$$ILF = 2,55 - 0,07D_{1999} + 0,02T + 0,20IIF \quad (2)$$

5 AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DA LIBERALIZAÇÃO FINANCEIRA NO BRASIL COM O USO DA METODOLOGIA VAR

Como destacado anteriormente, o objetivo deste trabalho é analisar o impacto da liberalização financeira no Brasil sobre as variáveis macroeconômicas, de modo a testar tanto a hipótese de Arida de que a liberalização financeira resulta em redução no risco país e, conseqüentemente, sobre a taxa de juros doméstica, quanto a hipótese (da literatura internacional pró-liberalização) de que a liberalização da conta capital tem impacto positivo sobre o crescimento econômico e efeito disciplinador sobre a política econômica. Para tanto, optou-se por utilizar a metodologia VAR, uma vez que esta permite avaliar como as variáveis utilizadas na análise dependem uma das outras, e seus respectivos choques. Nesse caso, cada variável é expressa como uma combinação linear de valores defasados de si mesma e de valores defasados de todas as outras variáveis do modelo (JOHNSTON; DINARDO, 1997, p. 288). Assim, o VAR nos possibilita analisar o impacto dinâmico de distúrbios aleatórios no sistema de variáveis, fornecendo os instrumentos analíticos que nos permitem realizar a análise da interação dinâmica entre as mesmas.

Dessa forma, a fim de analisar o efeito da liberalização financeira sobre as demais variáveis dos modelos, será utilizado o instrumental analítico da função de impulso-resposta, que nos mostra o comportamento das variáveis em resposta a choques nos desvios-padrão dos valores correntes e futuros das variáveis do modelo, além de mostrar, também, a duração do efeito do choque sobre as variáveis.

5.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS E TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Como já assinalado, nesta seção avaliamos o efeito da liberalização da conta capital sobre um conjunto de variáveis macroeconômicas. Dessa forma, utilizaremos duas análises distintas: uma análise para o índice *de jure* e outra para o índice *de facto*. A base de dados do trabalho abrange o período do 2º trimestre de 1994 ao 4º trimestre de 2007, com frequência trimestral – período, portanto, posterior à implementação do Plano Real.

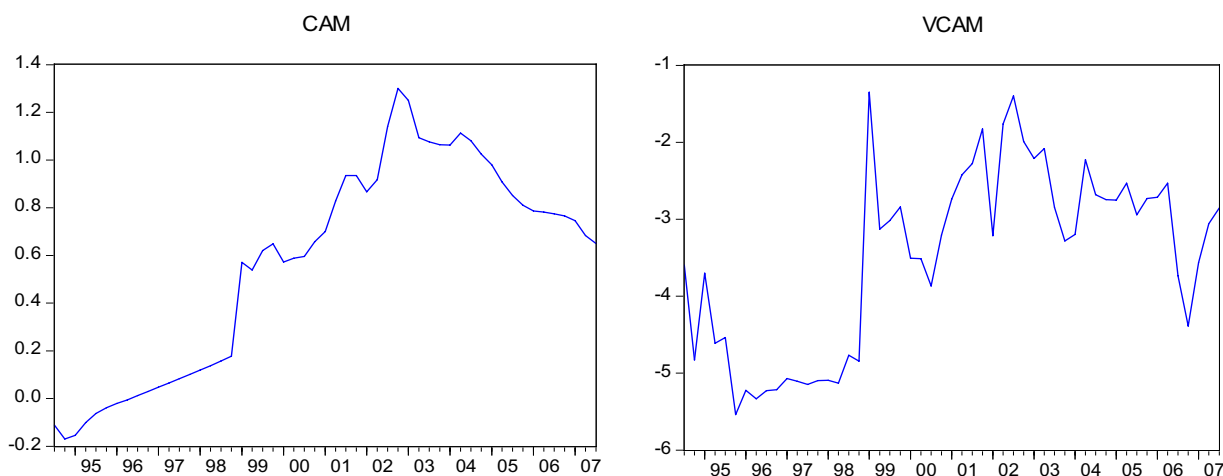
Para a análise com o modelo ILF serão utilizadas as seguintes variáveis: produto interno bruto (PIB), taxa de câmbio nominal (CAM), risco país (RP) e taxa de juros (R), além do próprio índice *de jure*. Todos os dados foram extraídos do sítio do

Ipeadata, à exceção do risco país, fornecido diretamente pelo Ipea,¹⁶ com periodicidade trimestral. Para a série do PIB foram utilizados os dados do PIB a preço de mercado – índice encadeado – dessazonalizado. Para a taxa de juros, utilizou-se a taxa Selic-Over (nominal). Já a série de volatilidade da taxa de câmbio foi construída pelos desvios-padrão da média diária da taxa de câmbio comercial.

Em relação ao modelo IIF as variáveis utilizadas foram as seguintes: produto interno bruto (PIB), taxa de câmbio nominal (CAM),¹⁷ taxa de inflação (INF) – medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – e taxa de juros (R). Assim como no modelo *de jure*, todas as variáveis também foram extraídas do sítio do Ipeadata. Com o objetivo de suavizar as variações das séries, todas as variáveis foram transformadas em logaritmos, à exceção das variáveis taxa de juros e taxa de inflação.

O primeiro passo da metodologia VAR é verificar se as variáveis utilizadas nos modelos *de jure* e *de facto* podem ser consideradas estacionárias. Em particular, as séries taxa de câmbio (CAM) e volatilidade cambial (VCAM) apresentam problemas de quebras estruturais ou observações aberrantes, o que pode comprometer os resultados obtidos com testes tradicionais de raiz unitária. Com efeito, a figura 3 apresenta a evolução temporal dessas variáveis, indicando, em ambas, a ocorrência de mudanças importantes em janeiro de 1999, por ocasião de mudança no regime cambial.

FIGURA 3
Evolução da taxa de câmbio e da volatilidade cambial



Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Ipeadata.

16. Agradecemos a Eliane de Araújo, do Ipea, por gentilmente ceder os dados sobre risco país. De 1994 a 1997 os dados sobre risco país foram calculados utilizando o C-Bond (principal título de dívida externa brasileira) em pontos-base sobre título do Tesouro dos Estados Unidos, sendo a série obtida através da média da série diária. A partir de 1998 foram utilizados diretamente o EMBI+, do JP Morgan.

17. Como será visto mais adiante, foi testado o modelo também com a volatilidade da taxa de câmbio no lugar do nível da taxa de câmbio. A série de volatilidade da taxa de câmbio foi construída pelos desvios-padrão trimestrais da média diária da taxa de câmbio comercial.

De fato, os testes ADF e KPSS para essas variáveis não geram resultados conclusivos. Assim, optou-se por utilizar o teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002), doravante SL, que modela explicitamente a quebra estrutural. Os resultados desse teste indicaram que tanto a taxa de câmbio como a volatilidade cambial possuem raiz unitária. Os testes ADF e KPSS também apresentam resultados discrepantes para a taxa de juros, as reservas internacionais e o risco país. Nesse caso, o teste SL também foi aplicado para definir a ordem de integração das variáveis.¹⁸

TABELA 2
Testes de raiz unitária

Variável	ADF	KPSS	SL	Decisão
ILF	I (1)	I (1)	***	I (1)
IIF	I (1)	I (1)	***	I (1)
VCAM	I (1)	I (0)	I (1)	I (1)
INF	I (0)	I (0)	***	I (0)
CAM	I (1)	I (0)	I (1)	I (1)
PIB	I (1)	I (1)	***	I (1)
R	I (0)	I (1)	I (0)	I (0)
RI	I (1)	I (0)	I (1)	I (1)
RP	I (1)	I (0)	I (1)	I (1)

Fonte: Elaborada pelos autores.

5.2 APRESENTAÇÃO E SELEÇÃO DOS MODELOS, ORDENAÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS E ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.2.1 Modelo com Índice de Liberalização Financeira (ILF)

A formulação do modelo com o ILF tem como objetivo testar a hipótese de Arida, segundo a qual a conversibilidade plena da conta capital teria efeito de redução no risco país e, conseqüentemente, sobre a taxa de juros doméstica. Desta forma, a ordenação das variáveis do modelo VAR foi feita da seguinte forma: $DILF \rightarrow DRP \rightarrow DCAM \rightarrow R \rightarrow DPIB$. Além destas, optou-se, também, por incluir exogenamente no modelo uma variável *dummy*, em função da mudança de regime cambial ocorrida no início de 1999, conforme corroborado pelos testes já mencionados anteriormente, bem como a variável “reservas internacionais”. Esta foi incluída como variável de controle, uma vez que, embora no período 1994-1998, com câmbio semifixo, ela tenha funcionado como uma variável de ajuste da política econômica, na maior parte do período 1999-2007 ela pode ser tratada como uma variável exógena, determinada pela política da autoridade monetária. Especificamente, neste modelo (ILF), a variável “reservas internacionais” afeta paralelamente o risco país e a taxa de câmbio, e por se tratar de

18. No apêndice são apresentados os testes ADF de raiz unitária, assim como os resultados dos testes KPSS e SL. Este último foi aplicado apenas no caso em que os testes anteriores apresentaram conclusões discrepantes.

um modelo dinâmico, acaba por afetar, também, as demais variáveis. Cabe destacar que a inclusão destas variáveis de controle melhorou o ajustamento dos resíduos sem alterar significativamente os resultados obtidos pela função impulso-resposta, o que revela uma confiança maior nos resultados.

Para a seleção da escolha de defasagens do modelo, utilizou-se a indicação de três critérios: Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ). Complementarmente, utilizou-se a análise dos resíduos por meio dos testes de autocorrelação e de normalidade (assimetria e curtose). Dessa forma, o modelo VAR melhor ajustado foi com uma defasagem, ainda que os testes dos resíduos não possam ser considerados satisfatórios.¹⁹ A tabela 3 apresenta estes resultados.

TABELA 3
Critério de defasagens e testes dos resíduos: modelo ILF

Lags	Critérios			Teste dos resíduos		
	AIC	BIC	HQ	Autocorrelação	Assimetria	Curtose
1	-7,15*	-5,59*	-6,56*	Apresenta ¹⁹	Apresenta	Apresenta
2	-7,06	-4,52	-6,10	—————	—————	—————
3	-6,95	-3,44	-5,62	—————	—————	—————
4	-6,99	-2,51	-5,30	—————	—————	—————

Fonte: Elaborada pelos autores.

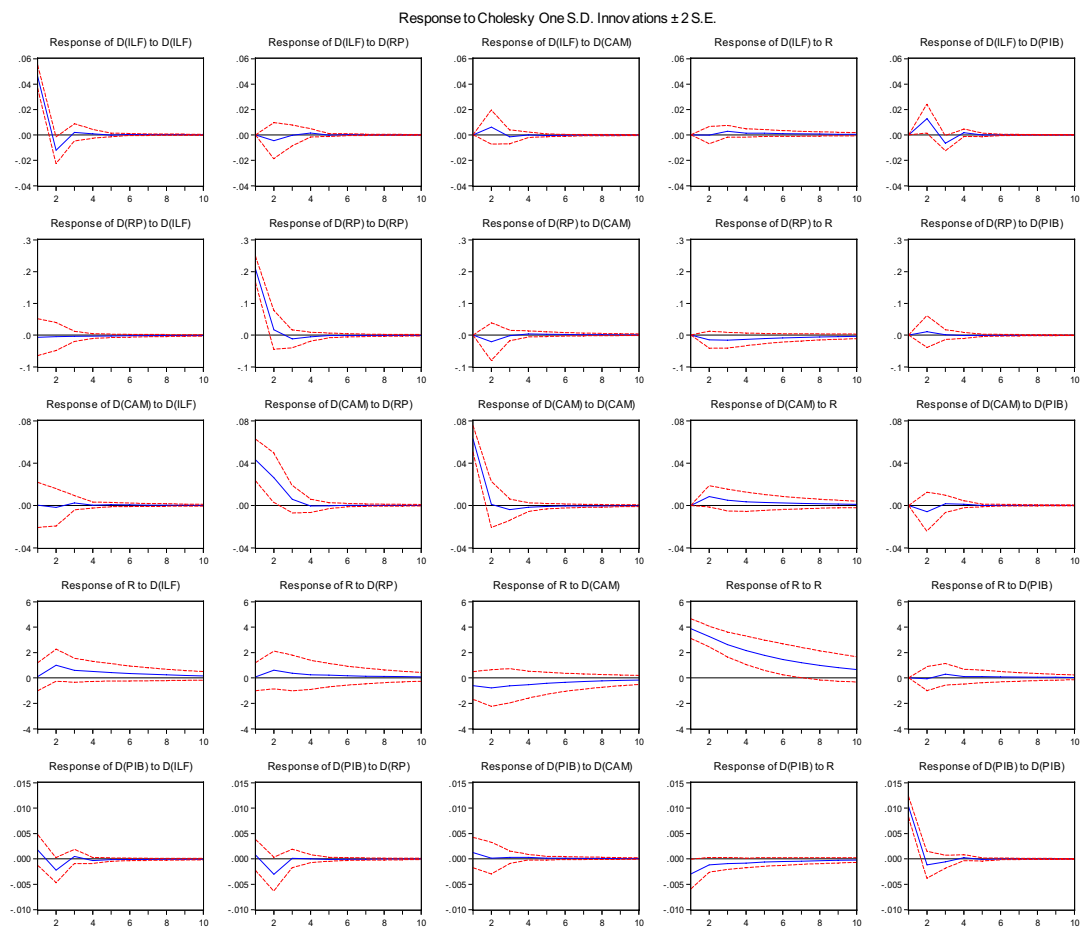
¹⁹ Apresenta autocorrelação apenas no primeiro lag.

* Modelo selecionado

Após definir o modelo mais adequado, efetua-se a análise dos resultados das funções de impulso-resposta, como ilustrado pela figura 4. De acordo com ela, pode-se observar choques positivos na variável ILF, representados pela primeira coluna à esquerda da figura, sendo que nas demais variáveis os choques não são estatisticamente significativos. O único resultado significativo, além do efeito nas próprias variáveis, foi a resposta positiva da taxa de câmbio a choques do risco país, o que significa que um aumento do risco país gera um efeito de desvalorização cambial. Portanto, esses resultados (estatisticamente não-significativos) sugerem a não-validação da hipótese de Arida.

19. Dado que os resíduos não são bem comportados, é importante analisar a estimativa do desvio-padrão do modelo a partir de métodos de simulação como o Monte Carlo. Os resultados são semelhantes aos apresentados pela figura 4.

FIGURA 4
Funções de impulso-resposta: modelo ILF



Fonte: Elaborada pelos autores.

5.2.2 Modelo com Índice de Integração Financeira (IIF)

O modelo com o IIF tem como objetivo testar a hipótese da literatura internacional, segundo a qual um aumento da integração financeira proporciona um efeito positivo sobre o crescimento econômico e a estabilidade macroeconômica no Brasil, além de gerar efeitos disciplinadores sobre a política econômica, *vis-à-vis* a hipótese dos críticos da liberalização financeira de que esta gera efeitos instabilizadores em países em desenvolvimento. Assim, a ordenação das variáveis do modelo VAR IIF foi feita da seguinte forma: $DIIF \rightarrow DCAM \rightarrow INF \rightarrow R \rightarrow DPIB$. Neste caso, o efeito disciplinador sobre a política econômica foi testado através da resposta da taxa de inflação a choques positivos no IIF. Assim como no modelo *de jure*, foram incluídas as duas variáveis de controle (*dummy* e reservas internacionais), que, tal como no modelo anterior, proporcionaram melhores resultados. Portanto, a ordenação reflete a ideia de que choques no IIF impactam, em um primeiro momento, o nível da taxa de câmbio, que, por sua vez, afeta a taxa de inflação; esta impacta a taxa de juros, devido principalmente à função de reação do BCB (via regra de Taylor) e gerando, por último, efeitos sobre a taxa de crescimento do PIB.

O procedimento de escolha das defasagens do modelo foi o mesmo do modelo *de jure*. Assim, o modelo escolhido foi o com duas defasagens, por apresentar melhor adequação dos resíduos. A tabela 4 resume os resultados dos testes.

TABELA 4
Critério de defasagens e testes dos resíduos: modelo IIF

Lags	Critérios			Teste dos resíduos		
	AIC	BIC	HQ	Autocorrelação	Assimetria	Curtose
1	-3,17	-1,61*	-2,58*	Apresenta	Apresenta	Não apresenta
2	-3,33*	-0,79	-2,37	Não apresenta	Não apresenta	Apresenta
3	-3,26	0,24	-1,93	_____	_____	_____
4	-3,29	1,18	-1,60	_____	_____	_____

Fonte: Elaborada pelos autores.

* Modelo selecionado.

As funções de impulso-resposta estão reportadas na figura 5. Como ilustrado pela figura 5, um aumento da integração financeira *de facto* gera um efeito positivo sobre a taxa de câmbio (desvalorização) e sobre a taxa de inflação, com ambos os choques se dissipando após dois trimestres. Já em relação ao PIB, um aumento na integração financeira provoca uma queda do mesmo, com efeito defasado em três períodos. A resposta da taxa de juros não se apresentou estatisticamente significativa. Nos demais resultados, as respostas encontradas foram as esperadas, com a inflação e a taxa de juros respondendo positivamente a um aumento da taxa de câmbio, e com o PIB reagindo negativamente a um aumento da taxa de juros.²⁰

Portanto, as evidências empíricas recentes mostram que o aumento da integração financeira no Brasil, além de provocar um efeito negativo sobre o PIB, gerou efeitos mais instabilizadores do ponto de vista macroeconômico, evidenciado pelo seu impacto de elevação na taxa de inflação e na taxa de câmbio.

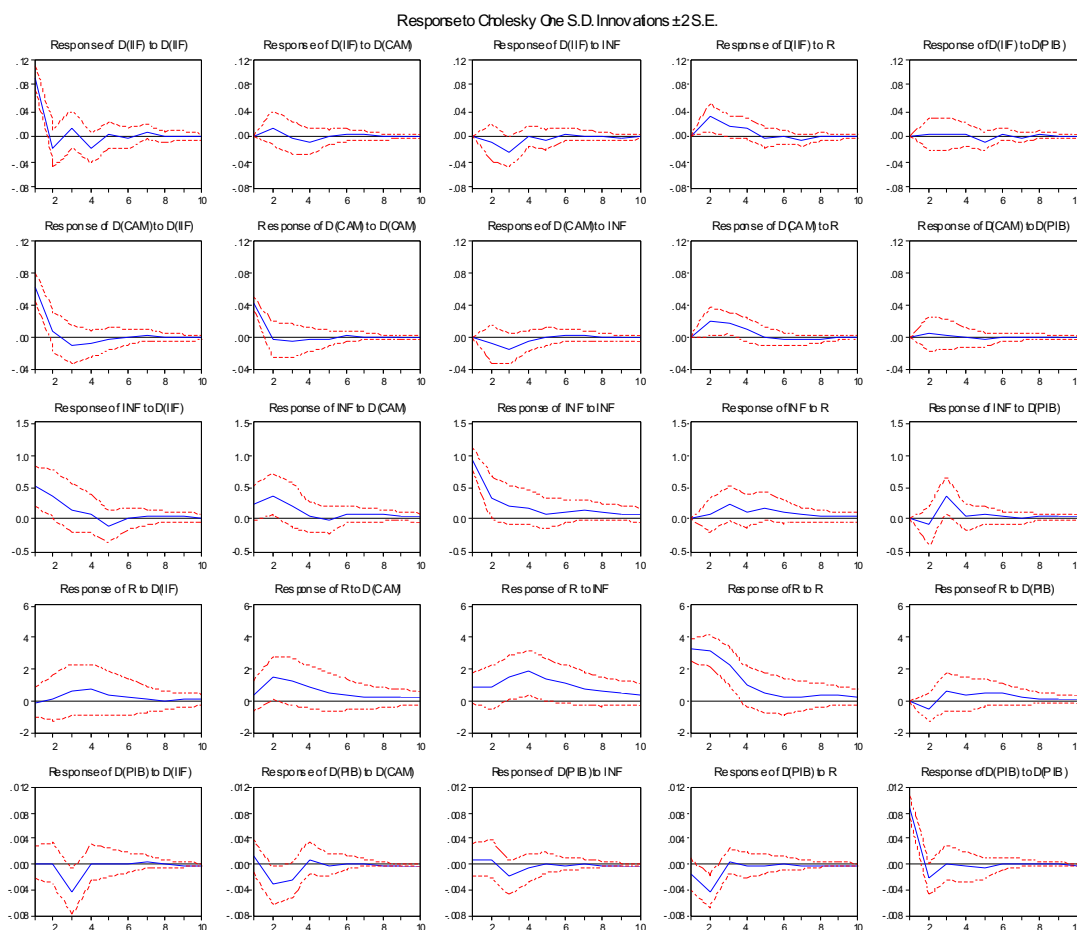
6 CONCLUSÃO

Este artigo objetivou avaliar a relação entre liberalização da conta capital, performance econômica e estabilidade macroeconômica no Brasil. Utilizando a metodologia VAR com dois modelos – um índice *de jure* e outro índice *de facto* – procurou-se avaliar em primeiro lugar a hipótese de Arida, de que a liberalização financeira tende a reduzir o risco país e a taxa de juros doméstica, e avaliar, em seguida, de acordo com as hipóteses da literatura internacional favorável à liberalização financeira, se a desregulamentação da conta capital teve efeito positivo sobre o crescimento econômico e estabilizador do ponto de vista macroeconômico, gerando efeitos disciplinadores sobre a política econômica.

20. A fim de testar a robustez do modelo, optamos por realizar dois novos modelos, denominados IIF2 e IIF3. No modelo IIF2, a variável volatilidade cambial (VCAM), em primeiras diferenças, foi incluída no lugar da taxa de câmbio. Já no modelo IIF3 foi testada a mesma ordenação do modelo IIF2, porém utilizamos a volatilidade cambial em nível. Os resultados encontrados não apresentaram mudanças significativas nas funções de impulso-resposta, indicando maior robustez do modelo. A função de impulso-resposta do modelo IIF2 é apresentada na figura A.1 do apêndice.

Os resultados obtidos não permitem validar a hipótese de Arida, assim como não há evidências de que a liberalização financeira tem gerado efeitos positivos sobre um conjunto de variáveis macroeconômicas. Em linha com os resultados obtidos em outros estudos da literatura internacional e nacional, os resultados alcançados neste artigo parecem dar suporte aos críticos da liberalização financeira de que os efeitos instabilizadores predominam sobre os potenciais benefícios – pelo menos é isto que parece revelar o caso brasileiro recente. Por fim, de modo interessante, a relação tanto de curto prazo quanto de longo prazo (cointegração) mostra haver uma relação dinâmica pequena entre os dois índices utilizados neste trabalho. Este achado pode explicar, ao menos em parte, os resultados (pouco significativos estatisticamente) do primeiro modelo (ILF), já que os fluxos de capitais no Brasil podem responder predominantemente a outros fatores – externos e internos – que não somente a desregulamentação dos controles de capitais. Tais resultados sugerem haver ainda um amplo espectro de pesquisa sobre o tema tratado neste trabalho a ser aprofundado e explorado em futuros trabalhos.

FIGURA 5
Funções de impulso resposta: modelo IIF



Fonte: Elaborada pelos autores.

REFERÊNCIAS

- ALVES JR., A.; FERRARI-FILHO, F.; PAULA, L. F. The post Keynesian critique of conventional currency crisis models and Davidson's proposal to reform the international monetary system. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 22, n. 2, p. 207-225, 1999-2000.
- ARIDA, P. Ainda a conversibilidade. *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, p. 135-142, 2003a.
- _____. Por uma moeda plenamente conversível. *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, p. 151-154, 2003b.
- _____. *Aspectos macroeconômicos da conversibilidade: uma discussão do caso brasileiro*. 2004. Mimeografado.
- BELLUZZO, L. G.; CARNEIRO, R. O mito da conversibilidade. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 2, p. 218-222, abr./jun. 2004.
- BHAGWATI, J. The capital myth: the difference between trade in widgets and dollar. *Foreign Affairs*, v. 77, n. 3, p. 7-12, 1998.
- CARDOSO, E.; GOLDFAJN, I. Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls. *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 1, p. 161-202, 1998.
- CHINN, M.; ITO, H. What matters for financial development? Capital controls, institutions and interactions. *Journal of Development Economics*, v. 81, n. 1, p. 163-192, 2006.
- DAMASCENO, A. Integração financeira internacional e crescimento econômico: uma crítica a abordagem convencional. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 2, p. 171-198, 2007.
- DAVIDSON, P. *Financial markets, money and the real world*. Cheltenham: Edward Elgar, 2002.
- DORNBUSCH, R. Capital controls: an idea whose time is past. *Essays in International Finance*, Princeton, n. 207, p. 20-27, 1998.
- EATWELL, J.; TAYLOR, L. *Global finance risk: the case of international regulation*. New York: New Press, 2000.
- EDISON, H.; KLEIN, M.; RICCI, L.; SLOK, T. *Capital account liberalization and economic performance: a survey and synthesis*. Ago. 2002 (NBER Working Paper Series, n. 9.100).

EDWARDS, S. *Capital mobility and economic performance: are emerging countries different?* Jan. 2001 (NBER Working Paper Series, n. 8.076).

EICHENGREEN, B. *Capital flows and crises*. Cambridge: The MIT Press, 2004.

EICHENGREEN, B.; LEBLANG, D. *Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right?* 2002 (NBER Working Paper Series, n. 9.427).

FERRARI-FILHO, F.; JAYME, F.; LIMA, G. T.; OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. Uma avaliação crítica da proposta de conversibilidade plena do real. *Revista de Economia Política*, v. 25, n. 1, p. 133-151, 2005.

FISCHER, S. Capital account liberalization and the role of the IMF. *Essays in International Finance*, Princeton, n. 207, p. 1-10, 1998.

GLICKMAN, M. The concept of information, intractable uncertainty, and the current state of “efficient markets” theory: a post Keynesian view. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 16, n. 3, p. 325-349, 1994.

GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. *Capital flows and controls in Brazil: what have we learned?* Set. 2005 (NBER Working Paper, n. 11.640).

GREGORY, A.; HANSEN, B. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.

HARVEY, J. Exchange rates. In: KING, J. E. (Ed.). *The Elgar companion to post Keynesian economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 2003.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, 1995.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal*, v. 3, p. 216-249, 2000.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Econometric methods*. Singapura: McGraw-Hill, 1997.

KOSE, M.; PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S.-J. *Financial globalization: a reappraisal*, Aug. 2006 (IMF Working Paper, n. 06/189).

KOSE, M.; PRASAD, E.; TERRONES, M. *Financial integration and macroeconomic volatility*. Mar. 2003 (IMF Working Paper, n. 03/50).

KRAY, A. *In search of the macroeconomic effects of capital account liberalization*, 1998. Mimeografado.

LANE, P. R.; MILESI-FERRETTI, G. M. International financial integration. *IMF Staff Papers*, v. 50, special issue, p. 82-113, 2003.

_____. *The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004*. Mar. 2006 (IMF Working Paper, n. 06/69).

OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; ONO, F. H.; SILVA, G. J. Conversibilidade da conta de capital, taxa de juros e crescimento econômico: uma avaliação empírica da proposta de plena conversibilidade do real. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 2, p. 231-261, 2005.

OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; SILVA, G. J. Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 2, p. 223-237, abr./jun. 2004.

PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S.; KOSE, M. *Effects of financial globalization on developing countries: some empirical evidence*. 2003. Mimeografado. Disponível em: <www.imf.org>.

PRIEWE, J. Capital account management or laissez-faire of capital flows in developing countries. In: ARESTIS, P.; PAULA, L. F. (Orgs.). *Financial liberalization and economic performance in emerging countries*. London: Palgrave Macmillan, 2008.

QUINN, D. P. The correlates of changes in international financial regulation. *American Political Science Review*, n. 91, p. 531-551, 1997.

RODRIG, D. Who needs capital-account convertibility? *Essays in International Finance*, Princeton, n. 207, p. 55-65, 1998.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.

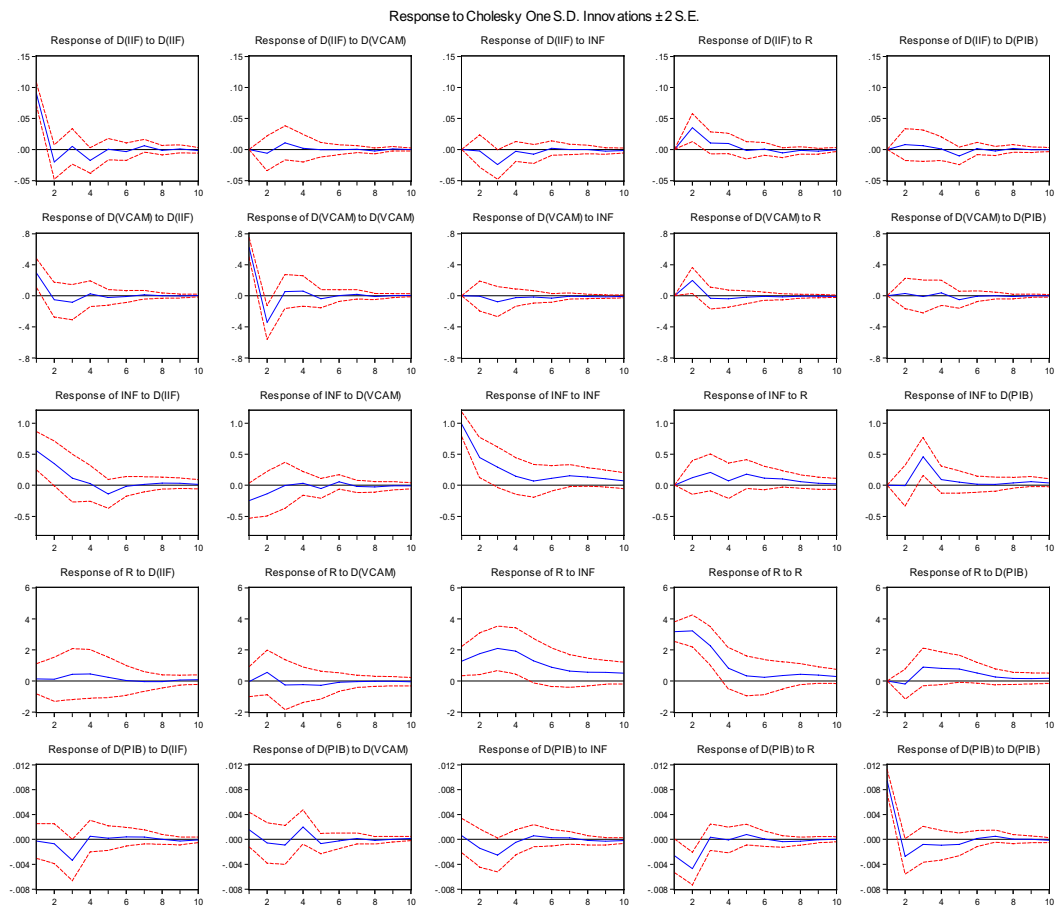
SINGH, A. *Capital account liberalization, free long-term capital flows, financial crises and economic development*. Dec. 2002 (ESRC Centre for Business Research Working Paper, n. 245).

STIGLITZ, J. Capital market liberalization, economic growth, and instability. *World Development*, v. 28, n. 6, p. 1.075-1.086, 2000.

VAN DER LAAN, C. R. *Liberalização da conta de capitais: evolução e evidências para o caso brasileiro recente (1990-2005)*. Rio de Janeiro: BNDES, 2007.

APÊNDICE

FIGURA A.1
Funções de impulso-resposta: modelo IIF 2



Fonte: Elaborada pelos autores.

TABELA A.1
Teste ADF

Variável	ADF		Valor crítico a 5%	Valor-p
	Modelo (<i>lags</i>)	Estatística		
ILF	$c + t(1)$	-1,3874	-3,5004	0,8530
D(ILF)	$c + t(0)$	-14,8560	-3,5004	0,0000
IIF	$c + t(0)$	-0,6189	-3,4986	0,9736
D(IIF)	$c + t(4)$	-3,6679	-3,5085	0,0346
VCAM	$c(0)$	-2,4236	-2,9187	0,1404
D(VCAM)	$c(0)$	-10,5311	-2,9199	0,0000
INF	$c(0)$	-5,0232	-2,9187	0,0001
CAM	$c(0)$	-1,5794	-2,9187	0,4858
D(CAM)	$c(0)$	-5,6705	-2,9199	0,0000
PIB	$c + t(0)$	-1,4336	3,4986	0,8391
D(PIB)	$c + t(0)$	-8,2157	-3,5004	0,0000
R	$c(2)$	-3,3116	-2,9211	0,0089
RI	$c(0)$	0,9288	-2,9187	0,9952
D(RI)	$c(0)$	-5,1993	-2,9199	0,0001
RP	$c(0)$	-0,7082	-2,9187	0,8355
D(RP)	$c(0)$	-5,9659	-2,9199	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

TABELA A.2
Teste KPSS

Variável	Modelo	Estatística	Valor crítico a 5%
ILF	$c + t$	0,2438	0,146
D(ILF)	c	0,2539	0,463
IIF	$c + t$	0,2383	0,146
D(IIF)	$c + t$	0,1114	0,1460
VCAM	c	0,1141	0,1460
INF	c	0,3759	0,4630
CAM	c	0,6819	0,4630
D(CAM)	c	0,5059	0,4630
PIB	$c + t$	0,2291	0,1460
D(PIB)	c	0,2815	0,4630
R	c	0,6861	0,4630
RI	c	0,3270	0,4630
RP	c	0,3616	0,4630

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: Para teste KPSS, a hipótese nula é de estacionaridade enquanto para o teste SL o contrário.

TABELA A.3
Testes SL

Variável	Quebra	Modelo (<i>lags</i>)	Estatística	Valor crítico a 5%
CAM	1999:1 (<i>dummy shift</i>)	$c(2)$	-1.2674	-2.88
VCAM	1999:1 (<i>dummy shift</i>)	$c(0)$	-1.9546	-2.88
R	1997:4 (<i>dummy shift</i>)	$c(2)$	-6.9343	-2.88
RI	2000:2 (<i>dummy shift</i>)	$c(1)$	0.3043	-2.88
RP	2002:3 (<i>dummy shift</i>)	$c(0)$	-0.2525	-2.88

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: Para o teste KPS, a hipótese nula é de estacionaridade enquanto para o teste SL o contrário.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **Ipea** 2009

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Miriam Nunes da Fonseca

Roberta da Costa de Sousa

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Aline Cristine Torres da Silva Martins (estagiária)

Livraria

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares