

Desregulamentação financeira externa no Brasil: reestimando o ICC e alguns impactos macroeconômicos em um modelo VEC (1995-2011)

Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Cesar R. van der Laan¹, André Moreira Cunha², Marcos Tadeu C. Lélis³

Resumo

O presente trabalho atualiza e reconstrói o índice ICC, mas com base na metodologia de Quinn (1997); e, a partir deste e de um índice de integração financeira, contribui realizando testes econométricos, para um período mais amplo até 2011. As simulações produzidas mostram uma relação fraca entre desregulação financeira e performance macroeconômica. Além disso, o comportamento dos fluxos financeiros responde a impulsos na economia real, independente do nível de controles *de jure*. Os resultados alinham-se ao que o FMI tem reconhecido mais abertamente, de que experiências com controles de capitais podem constituir alternativas viáveis na gestão externa de economias integradas financeiramente com o exterior.

Palavras-chave: liberalização financeira, desempenho macroeconômico, conta de capitais, gerenciamento externo, Brasil

Abstract:

We update and reconstruct the ICC index, according to Quinn's methodology (1997); then, adding a financial integration index, we test them econometrically, to a broad period up to 2011. Simulations show weak effects deriving from financial deregulation and integration, to macroeconomic performance. Besides, financial flows respond significantly to impulses on the real economy, independently of the level of capital controls. Results are in accordance with what the IMF has recognized more openly, that experiences with capital controls may be useful instruments to manage capital flows from and to a growing emerging economy financially integrated with abroad.

Keywords: financial liberalization, macroeconomic performance, capital account, Brazil

JEL: E44, F43, O16

Introdução

A partir dos anos 1990, muitas economias passaram a adotar como estratégia de desenvolvimento predominante a abertura em direção à integração financeira externa. O Brasil não foi exceção. Amplas medidas de desregulamentação das contas de capitais⁴ foram implementadas e os fluxos internacionais de capitais ressurgiram. Após mais de vinte anos nesse sentido, construiu-se um mercado financeiro globalizado, o qual facilita a movimentação financeira externa, com fluxos muito mais voláteis e robustos do que no passado, o que também gera preocupações quanto à estabilidade macroeconômica e aos impactos potenciais sobre o desenvolvimento das economias receptoras (Arestis e De Paula, 2008). A globalização financeira tem-se caracterizado pela recorrência de episódios de crise, do qual a recente ruptura originada no mercado hipotecário dos EUA, e logo alçada à condição de crise global, é o episódio mais contundente. Nesse contexto, turbulências passam a ser disseminadas mais rapidamente, levando *policymakers* a revisar os instrumentos adotados para gerenciar fluxos potencialmente desestabilizadores nas economias emergentes.

A preocupação de *policymakers* envolve apreciação cambial excessiva, superaquecimento do nível de atividade doméstica, fragilidade financeira e reversões súbitas dos fluxos. Ao lado da adoção de políticas macroeconômicas sólidas, câmbio flutuante, acúmulo de reservas internacionais, contenção fiscal, regulação e supervisão financeira prudencial como regra, o uso de controles administrativos sobre os movimentos de capitais tem constituído prática nas economias emergentes, com uma onda de restrições implementadas recentemente em uma série de países que registraram influxos excessivos de capitais marginalmente mais voláteis – como Brasil, Indonésia, Coreia, Peru, África do Sul, Tailândia e Turquia (IMF, 2011a, 2011b). Recentemente, essa prática tem sido mais aceita inclusive por instituições

1 Funcionário do Banco Central. Doutor em Economia, UFRGS. E-mail: cesarvdl@yahoo.com.

2 Professor do PPGE-UFRGS e Pesquisador do CNPq. E-mail: andre.cunha@ufrgs.br.

3 Professor da Unisinos e Coordenador da Unidade de Inteligência Comercial e Competitiva da APEX-Brasil. E-mail: mcaputi@uol.com.br

4 Por força da tradição utiliza-se a expressão “conta capital” como sinônimo de “conta capital e financeira”.

multilaterais como o FMI (veja Ostry *et al.*, 2010, 2011). Mais ainda, tem sido considerada eficaz mesmo diante de estratégias de investidores em contornar as barreiras, dada a imposição de custos de transação maiores funcionando como “areia nas engrenagens” dos fluxos financeiros externos (Ostry *et al.*, 2010).

O presente trabalho insere-se nesse contexto e procura contribuir de duas formas: reconstruindo e atualizando o índice de controle de capitais (ICC), medida utilizada pela ampla maioria dos trabalhos com modelagem econométrica no país, mas com base na metodologia de Quinn (1997); e, a partir deste e de um índice de integração financeira, realizando testes econométricos com o intuito de avaliar alguns efeitos macroeconômicos para o período pós-Real até 2011. Até onde é do nosso conhecimento, o esforço empírico aqui empregado é inédito, ao menos em seu escopo temporal e esforço metodológico de construção de indicadores mais precisos de abertura financeira *de jure*, configurando-se, assim, em contribuição potencialmente original. O restante do trabalho está estruturado da seguinte maneira: a seção 2 revisa a recente literatura empírica sobre o tema, como embasamento aos exercícios empíricos posteriores; a seção 3 discute metodologias utilizadas na literatura e apresenta os dois índices construídos para captar o processo de liberalização financeira; já a seção 4 explora alguns efeitos macroeconômicos potenciais da política de desregulação financeira no Brasil, reportando os resultados empíricos oferecidos pelo modelo econométrico VEC. Conclusões são apresentadas ao final, seguidas dos anexos.

2. Evidências empíricas recentes⁵

A pesquisa corrente segue a tradição inaugurada por Tobin nos anos 1970. De forma geral, não se identifica uma relação robusta entre liberalização financeira e performance econômica. Como Eichengreen e Leblang (2003) resumem, a inconclusão dos estudos empíricos estaria relacionada ao fato de que o crescimento econômico é afetado por dois principais canais operando em direções reversas, com diferentes intensidades, em diferentes períodos de tempo e em países distintos. Isso pressupõe que a performance macroeconômica captura os efeitos de aumento de eficiência e melhor alocação de recursos, *juntamente* com os custos relacionados a uma maior vulnerabilidade a crises financeiras. Como resultado líquido, a integração financeira internacional pode não levar ao crescimento econômico, dado que os fluxos de capitais, que podem ser marcadamente pró-cíclicos, algumas vezes exageram os ciclos econômicos, quando não são a própria raiz da flutuação (Stiglitz, 2000). Quanto maior o risco de instabilidade financeira, maiores os efeitos adversos não estimulando o investimento e o crescimento econômico. Assim, a liberalização financeira acaba não implicando crescimento sustentável, sendo seu resultado contingente a cada economia (Rodrik, 2007). Outra dificuldade dos estudos está no fato de que os benefícios que os influxos de capitais podem gerar também podem ser atingidos quando economias emergentes utilizam controles como um instrumento de gerenciamento sobre a movimentação de capitais externos de uma economia integrada financeiramente com o exterior, os quais suavizam as paradas e reversões súbitas dos fluxos, e seus efeitos. Ou seja, a regulação financeira produz efeitos positivos.

Por sua vez, Quinn (1997) tornou-se relevante como o primeiro estudo sistemático *cross-country* a reportar resultados positivos sobre a liberalização financeira. É também notável pelo desenvolvimento de uma medida mais gradativa para captar a liberalização financeira. Com base nos relatórios do FMI, Quinn monta um índice de abertura financeira utilizando os componentes extraídos dos dados desagregados sobre restrições na conta financeira e de capitais apresentados ao longo desses relatórios. Assim, identifica uma associação positiva entre mudança na abertura financeira e crescimento. O autor ainda sugere que evidências anteriores divergentes podem ser resultado da natureza das *proxies* utilizadas, pois não captariam adequadamente o fenômeno a ser testado econometricamente. De qualquer forma, seus resultados têm sido questionados com base em que políticas de liberalização financeira podem ser endógenas, afetadas pelo nível de renda e taxa de crescimento em uma economia, sem capacidade de determinar o crescimento. O sentido de causalidade não seria claro, o que significa que os benefícios esperados da liberalização podem não ser tão fortes quanto o esperado inicialmente, com o nível de controles sobre os fluxos refletindo as condições macroeconômicas em cada país.

⁵ A literatura sobre liberalização financeira já foi revista em vários trabalhos. Veja Magud, Reinhart & Rogoff (2011), Obstfeld (2009), Magud & Reinhart (2007), Henry (2006) e Prasad *et al.* (2006) para recentes *surveys*. Contentamo-nos com uma breve revisão; veja IMF (2011a), para *cases* recentes de adoção de controles de fluxos de capitais em economias emergentes.

Rodrik (1998) é, da mesma forma, muito citado. Utilizando uma amostra com quase cem países, ele constata que não há associação entre liberalização financeira externa e crescimento. Dado que o canal teórico da liberalização para o crescimento opera pela acumulação de capital, Rodrik ainda regrediu a taxa média da razão investimento/PIB com uma *proxy* para liberalização e, novamente, não encontrou correlação significativa. Ele concluiu que não havia evidências sugerindo que países com menores constrangimentos sobre movimentações de capitais crescessem mais rápido ou investissem mais do que países com maiores restrições. Anteriormente, Levine e Zervos (1996) também inferiram que liberalização financeira não afeta o nível de investimento e crescimento. Edison *et al.* (2002) não conseguem rejeitar a hipótese nula de que integração financeira internacional não acelera o crescimento econômico, no mesmo sentido de Eichengreen e Leblang (2003). Por sua vez, Gallindo *et al.* (2007) utilizaram dados microeconômicos de firmas de doze países em desenvolvimento para explorar o elo entre liberalização e eficiência de alocação de fundos de investimentos, concluindo que fundos tendem a ser alocados em firmas com maior retorno marginal de capitais num cenário mais liberalizado.

No lado otimista do espectro, Bekaert *et al.* (2005) enfocam os efeitos da liberalização do mercado bursátil para canalizar o investimento, através de uma regressão de mínimos quadrados ordinários para um painel de 95 países entre 1980-1997. Suas estimativas foram positivas no sentido de que a liberalização financeira influencia o crescimento econômico futuro, mesmo que o efeito mais significativo ocorra apenas em países com instituições de qualidade. Henry (2006) sugere evidências de que a abertura financeira leva a temporariamente se investir mais e a crescer mais rápido, mesmo reconhecendo ser limitada a evidência acerca da correlação entre crescimento e abertura financeira dentre os países. Por sua vez, Gourinchas e Jeanne (2006) registram que, para um país não integrante da OCDE, ganhos de bem-estar derivados da passagem de completa autarquia para perfeita mobilidade de capital levaria a um aumento permanente no consumo de aproximadamente 1% – aquém do esperado para essa política. Eles também mostram que os ganhos de bem-estar seriam negligenciáveis em relação à produtividade doméstica. Mesmo para países que registraram grandes influxos de capitais, os ganhos derivados da integração financeira seriam relativamente modestos.

Talvez uma das conclusões mais impressionantes seja a alcançada por Carkovic e Levine (2002), ao enfocarem os efeitos do investimento estrangeiro direto (IED) sobre o crescimento. Usando dados em painel para o período 1960-1997, eles concluem que IED não apresenta efeito causal robusto sobre o crescimento e não exerce qualquer influência independente sobre o crescimento – o que surpreende pelo fato de Levine ser um dos principais expoentes da abordagem *supply-leading* sobre o elo finanças-crescimento. De fato, o estudo enfatiza muitos estudos no nível da firma que freqüentemente acharam nenhum *spillover* tecnológico partindo das firmas de capital estrangeiro para as firmas domésticas. Naturalmente, o estudo não deve ser interpretado como sugestivo de que capital estrangeiro seja irrelevante para o crescimento a longo prazo. Ao invés, sua análise apenas reduz a confiança na crença que IED acelera o crescimento do PIB. Mishkin (2005), outro principal teorista do desenvolvimento financeiro como elemento-chave na promoção do crescimento econômico, também reconhece que geralmente isso não acontece: a globalização financeira geralmente leva a crises financeiras ‘devastadoras’, o que nem prejudica o desenvolvimento. Mais recentemente, Edwards (2007), também defensor da liberalização financeira, ao avaliar os impactos da abertura financeira após 1970 para dados de vários países, reconheceu que, uma vez iniciada uma crise, países com maior mobilidade de capitais estariam mais sujeitos a se defrontar com mais altos custos, em termos de declínio do crescimento. Nesse caso, a intervenção de um banco central sobre os fluxos é considerada efetiva.

Edison *et al.* (2004) também documentam divergentes resultados na literatura. Em sua visão, isso estaria associado a diferentes amostras e períodos de tempo, à diversidade na construção das *proxies* usadas para capturar liberalização financeira, e ao fato de que alguns estudos consideram apenas alguns tipos específicos de fluxos, como IED ou portfólio. Isso dificulta a formação de conclusões mais sólidas sobre o tema. Prasad *et al.* (2006) concluem que os principais benefícios decorrentes da globalização financeira seriam provavelmente indiretos, ao invés de proporcionar um maior acesso ao financiamento do investimento doméstico. Esse seria o motivo pelo qual a análise empírica geralmente não detecta benefícios de crescimento: a construção de instituições, a melhoria da disciplina de mercado, e o aprofundamento do setor financeiro levaria tempo, da mesma forma que a sensibilização sobre a taxa de

crescimento por estes canais. Além disso, reconhecem que, em relação à volatilidade macroeconômica, não há evidência de que globalização financeira tenha mitigado riscos e reduzido a volatilidade da função consumo (p.20). Sua principal conclusão sugere que integração financeira não constitui uma *conditio sine qua non* para acelerar o crescimento econômico.

Além do enfoque sobre o elo com o crescimento, parte da pesquisa também se dedicou à eficácia no uso de controles, muitos através de estudos de casos. Esse ponto é importante ressaltar, dado que a ineficiência (ou não) no uso de controle de capitais tem sido considerado em muitos trabalhos, utilizado para se defender a total liberalização financeira das economias emergentes. Mas como Schneider (2000) sugeriu, controles podem ser efetivos em influenciar a composição dos influxos de capitais, proporcionando maiores condições de gerenciamento externo aos mercados emergentes, no curto e médio prazos. Nesse enfoque, a experiência de “quarentena” sobre os influxos no Chile nos anos 1990 é geralmente aceita como eficaz, sendo um caso recorrente de citação. Já Magud e Reinhart (2007), em sua *survey*, concluíram que controles sobre influxos não reduzem o volume de fluxos líquidos em uma economia, questionando a eficácia de tal medida, mas reconhecendo que produzem mudança na natureza ou na composição dos fluxos.

Mais recentemente, Magud, Reinhart & Rogoff (2011) concluem que há características idiossincráticas em cada economia que determinam a efetividade dos controles de capitais, o que explica por que alguns controles de capitais são considerados efetivos e outras experiências não o foram. Assim, experiência positiva em uma economia não seria replicável em outra sem considerar o funcionamento de outra economia. A literatura a respeito se defrontaria com a heterogeneidade de amostras e de seleção temporal dos trabalhos de pesquisa, ao lado de múltiplas definições sobre o que constitui eficácia, além da falta de uma metodologia comum. De qualquer forma, a racionalidade subjacente a controles de capitais envolveria o que os autores chamam de os “quatro medos”: o medo da apreciação da moeda; do capital volátil (*hot money*); de influxos excessivos, e o medo da perda de autonomia monetária. Assim, controles objetivariam reduzir o volume dos fluxos, alterar sua composição (em direção a uma maturidade mais longa), reduzindo pressões sobre a taxa de câmbio real e permitindo uma maior independência à política monetária.

No Brasil, Carvalho e Garcia (2006), por exemplo, usando um modelo VAR, argumentam que a efetividade dos controles no país pode durar por (apenas) seis meses, sendo ineficazes a partir daí, o que os levou a concluir por sua ineficácia no longo prazo. Entretanto, dado que a técnica VAR apenas gera simulações para choques temporários decrescentes no curto prazo, por definição, deve-se relativizar sua conclusão. A resposta a um choque de inovação em uma das equações do modelo é obrigatoriamente decrescente no tempo; do contrário, o modelo seria instável e não estacionário (veja Patterson, 2000, p.601). Os choques de natureza transitória no modelo não evidenciam ineficiência de controles de capitais. O resultado relevante é o reconhecimento da eficiência dos controles no curto prazo, como modelado. Anteriormente, o modelo VAR de Cardoso e Goldfajn (1998) identificou que o aperto dos controles sobre capitais é efetivo no curto prazo, dando condições para os países emergentes respirarem diante de turbulências financeiras externas, evitando saídas maciças e repentinas de capitais. Ou seja, o volume e a composição dos fluxos de capitais respondem a medidas restritivas. Do mesmo modo, Carvalho e Sicsú (2007, cap. 7) e Paula, Oreiro e Silva (2003) argumentam que os controles de capitais já foram adotados com sucesso em diversos países, com Goldfajn e Minella (2005) também concluindo que controles sobre influxos afetaram o volume e a composição dos fluxos no Brasil, implicitamente reconhecendo a efetividade das ações do BC.

O tema também ganhou relevância nos anos recentes, principalmente após as publicações de Arida (2003a, 2003b) e Arida, Bacha e Lara-Resende (2003) propondo conversibilidade plena da conta capital como mecanismo para aumentar o crescimento. Essencialmente, a plena conversibilidade eliminaria o risco de conversibilidade de moeda associado aos controles de capitais discricionários do BC sobre as transações internacionais, o que reduziria significativamente o risco soberano – em sua concepção, substancialmente alto –, e o nível de juros internos no país, finalmente sensibilizando o crescimento. Já trabalhos posteriores como Oreiro, Paula e Silva (2004), por exemplo, suportaram um regime de conversibilidade parcial no País, que deveria ainda adotar uma estratégia mais precaucional no gerenciamento dos fluxos financeiros internacionais, incluindo a (re)introdução de controles seletivos na

conta capital. O mesmo é depreendido em Belluzzo e Carneiro (2003), Ferrari *et al.* (2005), Freitas e Prates (2001), Ono *et al.* (2005), Pires (2004), Sicsú (2007), De Paula (2010), dentre outros, com Munhoz e Libânio (2010) apontando a necessidade de redução do viés especulativo dos fluxos internacionais de capitais, sugerindo que benefícios dos controles superam os custos. Já Faria *et al.* (2009) estudam a relação entre a liberalização financeira e crescimento, em um modelo VAR, encontrando uma relação dinâmica fraca entre as variáveis, entendendo que os fluxos de capitais respondem predominantemente a fatores outros e não apenas à desregulação da conta de capitais.

O sentido causal entre liberalização financeira e crescimento também é destacado em vários trabalhos de pesquisa. Rodrik (1998) pressupõe que liberalização financeira ocorre em decorrência do nível de atividade econômica, não ocorrendo *ex ante*, assim como Henry (2006) assume a endogeneidade dos controles. Este defende que a performance corrente e futura de uma economia influencia as decisões dos *policymakers* em liberalizar ou não o mercado. Essa é a mesma tese da endogenia dos controles de capitais no Brasil, de Cardoso e Goldfajn (1998), corroborada por Soihet (2002) e Paula, Oreiro e Silva (2003), no sentido de que controles são mais restritivos, ou não, em sincronia com a falta ou excesso de moeda conversível. Ou seja, a endogeneidade dos controles caracteriza uma função de *reação* da autoridade monetária na gestão externa da economia, diante da volatilidade dos fluxos de capitais autônomos. Collins (2007) também conclui que controles parecem ser endógenos em regressões de crescimento. Silva & Resende (2009) concluem que os controles de capitais no Brasil foram de fato endógenos e eficazes em conter uma parte significativa da fuga de capitais nos anos 1990.

Nesse caso, importa observar a datação do rol de medidas restritivas implementadas pelo BC, facilmente concluindo-se que geralmente decorrem de uma conjuntura externa desfavorável, sendo posteriormente revogadas. Geralmente, controles são aplicados sobre a entrada de recursos estrangeiros e feitos fundamentalmente por intermédio da cobrança de IOF sobre os ganhos das aplicações financeiras no país, criando-se uma tradição em utilizar instrumentos *market-friendly* no gerenciamento dos fluxos. Uma vantagem é a familiaridade com que Governo consegue controlar os fluxos, dado o conhecimento obtido em experiências prévias, com o sistema financeiro introduzindo com mais facilidade as medidas, que são também assimiladas com maior facilidade pelos agentes (Ostry *et al.*, 2010). Além disso, a tradição no Brasil de controles de capitais foi enfocar apenas fluxos de portfólio, não afetando transações de IED ou empréstimos externos, sugerindo que o foco esteve no controle sobre a volatilidade dos fluxos de curto prazo. Dessa forma, os fluxos externos de recursos acabavam por determinar o nível dos controles de capitais, ao invés de serem determinados pelo nível dos referidos controles.

3. Mensuração da desregulamentação financeira: alternativas metodológicas e o novo ICC

A mensuração da liberalização da conta capital, ou seu inverso, do nível de controles de capitais existentes em uma economia, não é uma tarefa fácil. A dificuldade parte já na definição e na identificação dos controles de capitais. De fato, os dados disponíveis sobre a evolução das regulações, capturadas pelos estudos anteriores, ainda seriam muito limitados – basicamente disponibilizados nos relatórios do FMI, em base anual, dada a dificuldade inerente em coletar tal tipo de dado para cada país. Por conseguinte, a maior parte dos estudos tem utilizado uma medida qualitativa, baseada na existência ou não de regras restritivas sobre a mobilidade de capitais, nos termos dos relatórios do FMI⁶.

A maioria dos trabalhos utiliza uma medida *de jure*, baseada na existência ou não de regras restritivas à livre mobilidade de capitais, nos termos do resumo apresentado ao final dos relatórios anuais do FMI, ainda que com diferentes nuances. A publicação oferece um desdobramento das restrições sobre o pagamento de transações na conta financeira e capital (onde os fluxos financeiros são registrados) em onze subcategorias, informando da existência ou não de restrições em cada quesito⁷. Os pesquisadores, então, criam índices para cada ano da publicação, indicando a quantidade de categorias com alguma

6 O relatório *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (AREAER), publicado pelo FMI, é a única fonte de dados internacionais que capta os regimes cambiais em cada país-membro, também descrevendo as mudanças normativas ocorridas em cada ano.

7 O FMI avalia as restrições sobre a movimentação financeira em onze diferentes tipos de transações, dentre eles: títulos no mercado de capitais; instrumentos no mercado cambial; títulos de investimento coletivo; derivativos e outros instrumentos; créditos comerciais; créditos financeiros; garantias, avais e outras garantias; investimento direto; liquidação de investimento direto; transações no mercado imobiliário, e movimento de capitais privados.

restrição a fluxos, em relação ao total abrangido, derivando um índice a partir daí. Entretanto, tal tipo de indicador tem sido criticado por não permitir a diferenciação entre as várias intensidades no grau de liberalização financeira, ou a eficácia das normas existentes em cada país. As variações na série temporal seriam o resultado de variações sobre a existência ou não de controles sobre esses fluxos, sem a capacidade de captar medidas liberalizantes parciais sobre os fluxos, no caso de não abrangerem todas as restrições sobre determinada categoria de fluxos^{8 9}.

Indicadores baseados nesses termos apresentariam algumas limitações intrínsecas, especialmente relacionadas com sua capacidade superficial de prover informações quanto à qualidade dos controles de capitais, restringindo-se a diferenciar regimes com ou sem controles, sob uma ótica dualista. Nesse caso, não se teria uma abordagem mais profunda acerca da especificidade de cada tipo de controles ou de sua efetividade. Ter-se-ia apenas a construção de um indicador genérico, como Quinn (1997) apontou, não se distinguindo restrições sobre fluxos de não residentes, geralmente objeto de preocupação por parte das economias emergentes. Isso tornaria difícil comparar experiências internacionais com base nesse tipo de indicador.

Por exemplo, se se observar as mudanças implementadas no Brasil, verifica-se uma série de medidas singulares, as quais não seriam identificadas no resumo do FMI. Pela observação da alínea “E2” do AREAER, entre 1990 e 1996, por exemplo, um índice mostraria a existência de restrições sobre os fluxos no país de forma contínua (*dummy* =1), sem a série de alterações importantes que realmente foram implementadas. Qualquer inferência com base nesses dados torna-se, portanto, questionável, dado que se verificou, no período, por exemplo, a flexibilização da entrada de investidores estrangeiros no mercado brasileiro com a modificação da Lei 4.131 e a autorização para operar nos mercados futuros e de opções em 1992. Também houve um nítido movimento de liberalização das possibilidades e condições de endividamento externo em 1992, dada a maior diversificação dos instrumentos de investimento de portfólio (*commercial papers* em 1990, *bônus e notes* e 1991), a ampliação das possibilidades de repasse interno, a regulamentação do lançamento de papéis em bolsas estrangeiras (*Depositary Receipts – DRs*, em 1992), a própria ampliação do mercado de ouro em 1993, sem o requerimento de intermediação do BC nas transações e, em 1999, a eliminação do teto na posição cambial dos bancos, que se tornou ilimitada. Ocorreu também a permissão para a livre aplicação interna dos recursos captados (Res.2.683/99), resultando na liberalização significativa dos investimentos estrangeiros de portfólio no mercado doméstico e no mercado internacional de capitais. A poupança nacional também passou a ser disponibilizada além das fronteiras do país, além do mecanismo das CC5, através da aplicação nos Fundos de Investimento no Exterior (Res.2.111/94), dentre outras alterações. O mesmo “porém” ocorre ao se deparar com a mudança no nível de restrições aos fluxos e um índice que apenas reflete a existência, ou não, de controles. Esse dinamismo de mudanças ao longo do tempo acaba não sendo captado, justamente o objeto que se quer medir e avaliar.

Comparações internacionais também se tornam limitadas. Chile, México e Brasil, por exemplo, teriam estado sujeito ao mesmo grau de controle de capitais entre 1992-94, enquanto, na realidade, os três casos eram extremamente divergentes. Enquanto Chile aplicava restrições apenas sobre influxos de curto prazo e México praticava uma quase total mobilidade de capitais, Brasil gerenciava um complexo sistema de restrições (Edwards, 2001). De fato, um índice de liberalização financeira deve ser capaz de medir diferentes graus de abertura de uma economia, característica que varia no tempo e entre os países. A pequena frequência da fonte de dados anual do FMI também falharia em captar programas de controle temporário sobre fluxos de capitais, que podem ter um horizonte temporal menor do que um ano, diante de crises não tão prolongadas. Em geral, as medidas para lidar com crises financeiras externas ao longo da década de 1990 tiveram duração menor do que um ano, com restrições aplicadas apenas durante esses períodos de estresse, inclusive no Brasil.

8 Em tal contexto, Ariyoshi *et al.* (2000) entendem que os estudos econométricos e estatísticos apresentam muitas limitações. Particularmente, não existe uma medida sobre a intensidade de uso de controles de capitais, confiáveis e amplamente aceita, disponível em nível internacional, o que limita muitos estudos a simplesmente utilizarem uma variável *dummy* para captar a presença ou não de controles de capitais – no Brasil, o trabalho de Ono *et al.* (2005) inclui-se nesse rol.

9 Ono *et al.* (2005), por exemplo, utilizam uma variável *dummy* para distinguir a presença de um regime liberal de fluxos de capitais ou não, com base nos dados do FMI. Eles consideraram a não existência de restrições sobre fluxos de capitais caso um país apresente restrições em até 4 subitens, e a existência de restrições se houver indicação de restrições presente em 5 ou mais subcategorias.

Uma alternativa crível foi apresentada originalmente por Quinn (1997) para aprimorar a mensuração de mudanças na regulação financeira para cada economia. Ele apresentou uma forma sistemática de avaliar qualitativamente cada mudança regulamentar apresentada em cada país, como descrito no relatório anual do FMI, ao invés de apenas observar se, para um dado ano, uma categoria de fluxo financeiro apresentava restrições ou não. Quinn atribuiu pesos distintos para cada normativo, de forma a distinguir entre seu efeito mais ou menos restritivo ou liberalizante sobre os fluxos, adotando uma escala de 0, .5, 1, 1.5, e 2 para indicar a dimensão de cada norma publicada em cada ano, sendo 0 quando um fluxo é proibido, e 2, livre, com os valores intermediários espelhando níveis intermediários de restrição ou liberalização financeira. Constituiu-se, portanto, em indicador com maior potencial para captar a realidade de mudanças nas restrições aos fluxos de capitais. Ao avaliar cada normativo implementado, constrói-se um indicador que captura as reais medidas implementadas por cada economia ao longo do tempo. Isso destoa completamente da prática de pesquisadores em construir índices indicando a existência ou não de controles sobre determinado tipo de fluxo. Entretanto, ainda que esse trabalho tenha se firmado como referência de pesquisa, pesquisadores posteriores, em geral, não chegaram a seguir a mesma metodologia, mais complexa, provavelmente por ser muito mais trabalhosa do que apenas criar uma *proxy* com base nos dados da presença ou não de restrições, como resumido pelo FMI.

No Brasil, essa tradição em avaliar pontualmente cada regulamento alterando as normas cambiais foi seguida inicialmente por Cardoso e Goldfajn (1998), os quais construíram um índice *de jure* chamado índice de controle de capitais (ICC), que foi utilizado por uma série de trabalhos posteriores, como Soihet (2002), Paula, Oreiro e Silva (2003), Pires (2004), Ono *et al* (2005), Goldfajn e Minella (2005), Van der Laan (2007), Faria *et al*, (2009), De Paula (2010), dentre outros. Basicamente, coletou-se a legislação pertinente ao fluxo de capitais do País, com base nas normas editadas pelo BC, Receita e Planalto, mas classificando cada normativo em liberalizante (que tem a intenção de incentivar a movimentação de capitais), restritivo (desincentivar) ou regulamentar (com efeito neutro sobre o fluxo), atribuindo-lhe nota +1, -1 ou 0, respectivamente em cada caso¹⁰. Há algum reconhecimento de que esse índice seja mais apropriado para capturar a evolução da liberalização financeira. Diferente da compilação anual do FMI, o ICC permite a consideração de outras regulações que efetivamente agem como controles sobre os capitais, mas não têm sido consideradas como tais, como a regulação prudencial bancária. Essas normas realmente afetam fluxos financeiros de entidades específicas ao limitarem a exposição dos bancos domésticos à moeda estrangeira, por exemplo, implementando similar efeito sobre o uso de moeda estrangeira pelos demais agentes, claramente constituindo uma barreira aos fluxos no mercado. Além disso, capta tanto medidas estruturais quanto conjunturais (de menor duração), ao avaliar cada normativo separadamente.

Entretanto, ainda que constitua uma alternativa ao indicador dual utilizado pela maioria dos trabalhos baseados nos relatórios anuais do FMI, uma limitação está em que as medidas não foram avaliadas com pesos diferentes para a montagem do ICC, conforme sua característica de ser mais ou menos liberalizante ou restritivo, como a ideia original de Quinn. Dessa forma, o indicador pode induzir ao erro, já que é baseado apenas na quantidade de medidas restritivas, implicando numa perda de sensibilidade da magnitude das medidas efetivamente adotadas pelo país. Para superar esse problema, partiu-se para a releitura e atualização de toda base normativa editada a partir de 1995, mas atribuindo pesos distintos a cada normativo avaliado, em função de seus efeitos sobre os fluxos efetivos de capitais, a exemplo da ideia original de Quinn (1997). O trabalho de Soihet (2000) foi fonte de consulta de 103 normas, editadas para 1995-2000, e Van der Laan (2007), para mais 84 normativos até setembro/2005. A partir daí, a legislação de câmbio e capitais estrangeiros foi esmiuçada, através de consulta direta, em fonte primária, nos sites do Banco Central, Receita Federal, e Planalto, totalizando mais 110 regulamentos editados até final de Abril de 2011 (anexo 1). Isso resultou num universo de 297 normativos avaliados e classificados em sua natureza como restritivo, liberalizante ou regulatório. Assim, segue que, no período analisado, 42% das normas foram de caráter liberalizante, 13%, restritivo e 45%, neutro:

10 Alguns autores atribuíam a nota +1 para uma medida restritiva, e outros para uma liberalizante. Optou-se pela leitura da *proxy* como medida de liberalização financeira e não de controle sobre capitais, dado o principal enfoque do ensaio.

Tabela 1: Síntese da legislação (1995-Abr/2011)

Natureza	Quantidade	%
Liberalizante	124	41,8
Restritiva	40	13,5
Neutra	133	44,7
Total	297	100,0

Fonte de dados: vide anexo

Todas as normas foram reavaliadas, inclusive com algumas correções em relação aos trabalhos anteriores. A circular 2.538, de 24.1.1995, por exemplo, tem na verdade sentido restritivo. Ao revogar a autorização para pagamento antecipado de operações de exportação com prazo de 720 dias, restringindo-o para até 360 dias, o sentido não é liberalizante. O mesmo ocorre em relação à circular 2.539, de 25.1.1995, pois restringe os prazos para antecipação máxima de contratação de câmbio previamente ao embarque de mercadorias exportadas. Já a resolução 2.337, de 28.11.1996, que teria, a princípio, apenas um caráter desregulatório, acabou sendo tão importante para a desburocratização dos fluxos, que constitui um marco importante para a liberalização financeira do país com o exterior. Anteriormente ao registro declaratório eletrônico das operações de portfólio que instituiu, as autorizações davam-se em papel no Firce (Depto. de Capitais Estrangeiros do BC), constituindo uma barreira burocrática relevante, influenciando sobre o volume de transações financeiras com o exterior. Por isso, possui caráter liberalizante, não apenas regulamentar¹¹.

Para classificar cada normativo, portanto, considerou-se uma concepção distinta da tradição de pesquisa no Brasil, que apenas atribuiu o valor de + ou -1 a cada norma, sem diferenciar quanto ao grau liberalizante ou restritivo de cada uma. Assim, diferentes normativos, que produzem cada um efeitos menores ou mais abrangentes, acabaram sendo modelados com o mesmo efeito sobre os fluxos de capitais. Algumas normas afetam muitos tipos de fluxos, outras impactam apenas determinado tipo, seja através de leis, decretos, medidas provisórias, seja através de normas de hierarquia inferior, como circulares ou carta-circulares do BC. Geralmente, uma norma de hierarquia superior tende a ser mais importante do que as demais, imprimindo efeitos mais abrangentes sobre os fluxos financeiros subjacentes. Isso se relaciona também ao fato de que os normativos, em seus distintos níveis, podem abranger não apenas uma única medida, liberalizante, restritiva ou regulatória.

Verificou-se que uma medida normativa, muitas vezes, inclui uma série de mudanças no regulamento do mercado cambial, com dezenas de dispositivos, algumas vezes combinando medidas restritivas com liberalizantes. Isso levou à necessidade de incluir uma gradação entre os normativos, o que, a nosso ver, consegue modelar de forma mais precisa o processo de mudanças regulatórias no período sob análise. Para tanto, atribuiu-se nota entre -2 a +2 com intervalos de gradação de 0,25, permitindo diferenciar os normativos, liberalizantes ou restritivos, cujos impactos são naturalmente distintos sobre os fluxos de capitais. Assim, cada mudança normativa foi avaliada em seu caráter restritivo ou liberalizante, atribuindo nota 0, .25, .5, 1, 1.5 e 2, para uma medida liberalizante, e as mesmas entre 0 e -2, no caso de ser restritiva. O índice final é a soma simples da nota atribuída a cada normativo editado¹². Não se avaliou apenas o caráter geral de cada normativo, se liberalizante, restritivo ou regulamentar, mas sim, procurou-se quantificar a profundidade, ou não, de cada normativo, considerando também a estatura legal, o tamanho e a profundidade de seu conteúdo, imprimindo maior acurácia ao índice proposto.

Por exemplo, a circular 3.319, de 3.4.2006, apresenta caráter liberalizante. Todavia, se se atentar ao seu conteúdo, observa-se que buscou, basicamente, ampliar o limite de operações de câmbio simplificado de exportação, de USD 10 mil para USD 20 mil. No nosso entender, o efeito é limitado sobre o fluxo cambial, ainda que incentive o fluxo comercial, ao facilitar o pagamento de exportações de

11 Já a lei 11.887, de 24.12.2008, que criou o Fundo Soberano Brasileiro, e sua regulamentação, não foi considerada, pois não chegou a produzir efeitos sobre o mercado de câmbio, por inoperância até o momento. Da mesma forma, autorizações pontuais de novas instituições financeiras a operarem em câmbio não foram consideradas, mas sim os normativos genéricos como a Resolução 3.568, de 2008, que permitiu a maior capilaridade de agências de turismo operando com câmbio manual no país.

12 Importante destacar que a soma simples da nota atribuída a cada normativa é o método mais apropriado, como já ressaltou Pires (2004), ao avaliar os dois índices ICCs compostos por Cardoso & Goldfajn (1997), os quais produziam distorções, ao somar ou subtrair restrições sobre fluxos de saída com os influxos.

pequeno valor. Por isso, nesse caso, atribuímos-lhe a nota .25, dado seu caráter liberalizante, mas com efeito restrito sobre o fluxo. Na concepção original do ICC, a nota seria +1. Já a resolução 2.689, de 26.1.2000, exemplifica o caso oposto. Por ser um marco importante, facultando ao investidor estrangeiro fazer as mesmas aplicações que os residentes, sua mensuração deve ser diferenciada, pois a partir daí permitiu uma série de novos influxos de capitais que alteraram o volume negociado no mercado de câmbio no país. Sua nota é, assim, +2, liberalizante, com efeito relevante sobre o fluxo.

Após a coleta, ordenação cronológica e avaliação pontual das normas, somaram-se algebricamente as avaliações atribuídas a cada normativo, em base mensal, para construir o índice propriamente dito¹³. Isso gerou uma nova série temporal, em nosso entender, de forma inédita nesse campo de pesquisa especificamente sobre a economia brasileira. Essa difere da concepção original do ICC, considerada como uma *redução* ponderada entre normas sobre influxos e fluxos de saída de capitais, segundo a equação $ICC = \text{Influxos} - 0,5 \text{ Fluxos de Saída}$. Nesse caso, por exemplo, a edição de três normativos liberalizantes sobre saídas de capitais (+3) e um liberalizante sobre influxos (+1), assumindo todos com efeitos similares, resultava num saldo líquido de -0,5 (*sic*). Isso indicaria o predomínio (equivocado) de medidas restritivas no período, divergindo quanto à natureza da edição de normas claramente liberalizantes, dado que não houve edição de normas restritivas aos fluxos. Na nossa concepção, o índice para esse período resultaria na soma individual de cada nota, totalizando +4, no sentido liberalizante. Não atribuímos pesos distintos a normativos conforme o sentido dos fluxos, até porque há normas que abrangem todas as direções, sendo atribuídas, por exemplo, a fluxos de IED ou de portfólio, independente do sentido do fluxo. Basicamente, em média o comportamento do BC é melhor caracterizado como agindo na direção da liberalização da conta capital, relacionado tanto a influxos de capitais – particularmente mais expressivamente no período –, assim como a saídas de capital. O gráfico 1, adiante, registra essa tendência liberalizante na regulação entre 1995 e 2011.

3.1. Índice *de facto*

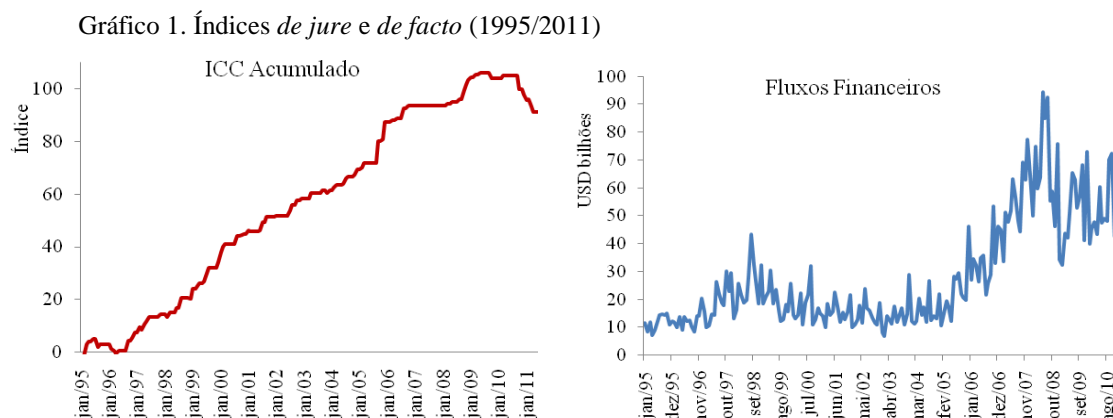
Considerando que índices *de jure* são criticados por nem sempre refletirem a extensão real da integração financeira de uma economia com os mercados externos, também utilizamos um indicador *de facto*, baseado nos próprios fluxos financeiros registrados no período, como *proxy* do processo de integração financeira. Essa é a sugestão de Prasad *et al.* (2003) de trabalhar com indicadores quantitativos capazes de capturar a liberalização financeira de fato e não somente a “de direito”, que se refere aos aspectos normativos. Estas seriam dimensões distintas da globalização financeira, com os aspectos normativos refletindo a abertura financeira e os fluxos, a real integração com os mercados externos. Um índice *per se* não consegue captar as duas dimensões de abertura e de integração financeira.

Alguns trabalhos já tentaram captar esta dimensão, de modo distinto. Van der Laan (2007), por exemplo, criou um indicador de abertura financeira, em analogia a indicadores de abertura comercial, baseado na soma do módulo dos fluxos sobre o PIB. Todavia, esta alternativa possui objeção de que a série em dólares divulgada pelo BC é uma transformação direta do PIB em reais com a taxa média de dólar para cada mês, o que embute, naturalmente, distorções relativas à valorização do Real, prejudicando o índice final. Uma alternativa à medida *de facto* quantitativa seria a soma dos estoques brutos de ativos e obrigações externas como razão do PIB, como Faria *et al.* (2009) propuseram. Eles utilizaram um índice calculado não com base nos fluxos, mas com os estoques de ativos e passivos no exterior. Entretanto, além de serem dados anuais, a posição de ativos de brasileiros no exterior (os ativos) só passou a ser sistematicamente conhecida a partir de 2005, com a introdução, pelo BC, do Censo Anual de Capitais Brasileiros no Exterior, não existindo, portanto, dados para o período anterior. Também apenas em 2011, o BC passou a exigir declaração, em base trimestral, dos capitais brasileiros no exterior, mas para posições acima de USD 100 milhões. O mesmo pode ser dito em relação à posição de estrangeiros no Brasil. Há imprecisão envolvida na quantificação dos ativos estrangeiros, em especial para período

13 Importante ressaltar que a periodicidade mensal permite a construção de um índice mais preciso. Assim, se em base anual, o índice vai espelhar o resultado líquido da soma de medidas regulatórias editadas em 12 meses, em base mensal o índice vai apresentar o resultado das mudanças a cada 30 dias. Isso permite, por exemplo, que um mês registre medidas restritivas, enquanto outro mês registre algumas liberalizantes, o que não é mostrado num índice anual.

anterior a 2003, quando se introduziu a Declaração de Ativos Estrangeiros no Brasil, em base anual. Assim, não há dados suficientes e confiáveis para montar um indicador a partir de 1995.

Optamos por trabalhar diretamente com os fluxos financeiros, em dólares, como em Godlfajn e Minella (2005)¹⁴. Os indicadores estão plotados no gráfico adiante:



O ICC demonstra uma tendência crescente e gradual da abertura financeira do Brasil com o exterior. Entretanto, os fluxos reais não apresentaram uma elevação concomitante, ou com o mesmo padrão. O *turnover* mais expressivo nos fluxos financeiros ocorre somente a partir de 2006, com as transações financeiras externas equivalendo a mais de 53% do PIB ao final de 2007¹⁵. Ou seja, os indicadores captam dimensões distintas do processo de liberalização financeira externa. Essa aparente autonomia entre os fluxos reais e a regulação financeira ressalta a importância de se atentar para ambas as dimensões. A literatura já destacou que um país pode ser integrado financeiramente com o exterior, mas contar com uma ampla regulação de controle sobre os fluxos, o que seria o caso da economia chinesa. Nesse caso, um índice *de jure* espelharia uma economia ainda fechada, enquanto o índice *de facto* captaria volumes expressivos de fluxos financeiros, especialmente em IED, denotando uma integração financeira externa mais ampla (Prasad *et al.*, 2003, 2006). Esse não é o caso do Brasil, dado que ambos os índices captam o processo na mesma direção, de abertura e de integração financeira, *pari passu* com a maior parte das economias emergentes desde os anos 1990.

4. Investigando alguns efeitos macroeconômicos com modelagem de vetores auto-regressivos com correção de erro (VEC)

A literatura revista na seção 2 oferece um conjunto diversificado de resultados concernentes aos efeitos da liberalização da conta capital sobre o crescimento. Tendo em vista o impasse sobre qual efeito tem sido predominante, bem como o profundo processo de liberalização que ocorreu no Brasil desde os anos 1990, o objetivo dessa seção é procurar estimar os efeitos (líquidos) predominantes da liberalização da conta capital no país. Contribuímos com estimativas adicionais, incorporando a liberalização financeira externa em suas duas dimensões discutidas na seção anterior, como variáveis incluídas em um sistema de equações auto-regressivas.

Particularmente, além do importante canal teórico direto da liberalização sobre o crescimento, enfatizamos, na modelagem, mais três canais importantes de transmissão da desregulação financeira.

14 Vide Prasad *et al.* (2006) para uma discussão mais detalhada entre indicadores *de facto* e *de jure*.

15 A explicação é dupla. Por um lado, os investimentos diretos subiram com a nova tendência de globalização das empresas brasileiras, que registraram um crescente fluxo de investimentos diretos *brasileiros* no exterior, concomitantes aos tradicionais investimentos estrangeiros no Brasil. Ao mesmo tempo, o próprio IED no Brasil recuperou seu *momentum*, variando mais de 100% os ingressos entre 2006 e 2007 na conta 8100 do balanço de pagamentos. Por outro lado, esse auge relaciona-se também com os robustos influxos de capitais de curto prazo no País, principalmente dirigidos à Bovespa. Os baixos níveis de juros internacionais característicos do período recente, associados com o ciclo ascendente da economia brasileira em 2007 e com as novas regras regulatórias do mercado de ações, também estimularam o ingresso do capital de portfólio. Em 2007, mais de 70 companhias abriram o capital via *Initial Public Offering mechanism* (IPO) em São Paulo. Em decorrência, enquanto que, ao final de 2005, o *turnover* das transações de curto prazo com capital estrangeiro alcançava pouco mais de USD 32 bilhões, ao final de 2007 atingiu quase cinco vezes mais, ainda que tenha resultado em um saldo líquido de apenas USD 12 bilhões dentro da economia brasileira (contas 8100 e 8101 do BP).

Primeiro, a dinâmica da liberalização da conta capital através do custo de capital, dada a queda esperada na taxa de juros para acirrar o crescimento econômico, envolvendo seu efeito sobre o risco-país (nos termos da hipótese de Arida, 2003a). Segundo, os efeitos sobre a volatilidade cambial, um preço relevante para uma economia aberta, afetado pela dinâmica dos fluxos de capitais. Sua inclusão permite capturar um componente de volatilidade macroeconômica sobre a economia doméstica, teoricamente ligado ao nível de acumulação de capital¹⁶. Além disso, enfoca-se a ligação com as reservas internacionais, que adquirem maior volume e importância como instrumento de gestão externa de uma economia financeiramente integrada com o exterior, o que passa pela observação da dinâmica dos fluxos financeiros. Alterações na regulação financeira contribuíram para a ampliação dos fluxos com o exterior, permitindo ao Banco Central acumular níveis elevados de reservas internacionais, atualmente utilizados como um colchão de segurança da economia brasileira diante de paradas e reversões súbitas dos fluxos.

O método de vetores auto-regressivos é apropriado instrumento de pesquisa, ao permitir uma avaliação da dinâmica entre as séries temporais, sem a necessidade de definições *a priori* acerca da ordem de causalidade e determinação das variáveis, considerando todas variáveis endógenas. Ou seja, com determinação simultânea no modelo. A função impulso-resposta será, então, utilizada para simular os efeitos de um choque liberalizante e de aumento na integração financeira, sobre as demais variáveis modeladas no sistema de equações. As séries temporais foram especificadas como segue:

Tabela 2: Especificação das variáveis

Séries	Sigla	Especificação
1 Índice <i>de jure</i>	LICC_ACUM	Índice ICC, com variações mensais acumuladas, conforme seção anterior
2 Índice <i>de facto</i>	LF_FINAN	Soma, em módulo, dos ingressos e remessas registradas nas contas capital e financeira do balanço de pagamentos, em USD milhões, divulgado pelo DEPEC
3 Reservas internacionais	LRESSA	Série BC 3546 - Reservas internacionais - Conceito liquidez - Total - mensal - USD (milhões), divulgada pelo DEPIN
4 Taxa de Juros	LSELIC	Série BC 4189 - Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada - % a.a., divulgada pelo DEMAB
5 Risco-país	LRISCO	Risco-Brasil, calculado pelo JPMorgan. Série Ipeadata EMBI+ Risco-Brasil. Média mensal
6 Volatilidade cambial	LCA_VOL	Volatilidade da taxa de câmbio, série BC 1 - Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - diário - u.m.c./USD, venda fim de período, calculada pelo desvio-padrão mensal da média diária (Ptax800), divulgada pelo DEPIN
7 Produção industrial	LPROD	Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessaz. (média 2002 = 100), divulgado na PIM/IBGE

Fonte de dados: www.ipeadata.gov.br; www.bcb.gov.br. Obs.: (1) Para fins de modelagem, imprimiu-se uma transformação monotônica à série do ICC acumulado, de forma que 1994/12 = 100. (2) O sufixo SA adicionado ao nome da série de Reservas indica ajuste sazonal dos dados (série correlacionada com fluxo comercial). (3) Todas séries foram monotonicamente transformadas em log natura (4) adotou-se a produção industrial como *proxy* para o comportamento do PIB, dado não haver outra série com dados mensais, disponível para o período de pesquisa, como o recentemente criado indicador de atividade IBC-Br, do BC.

O período temporal foi definido conforme a disponibilidade de dados, a partir de 1995 até Abril de 2011, com periodicidade mensal, constituindo uma amostra representativa de 196 observações. Realizaram-se os testes de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) e Phillips-Perron (PP). Os testes foram feitos com o auxílio do *software* Eviews 5.0, que geraram os valores críticos para testar a hipótese nula de raiz unitária. Também se examinou a presença de autocorrelação nos erros da regressão estimada para se ter certeza de que o modelo selecionado para verificar a presença de raiz unitária está correto. Não se identificou correlação serial nos resíduos dos modelos adotados nos testes. Apenas para a série da volatilidade cambial não identificamos presença de raiz unitária, constituindo um processo estacionário em nível (anexo 2). Isso permite modelar as séries em uma estrutura econométrica fundamentada num modelo de correção de erros vetorial (VEC), uma vez que se trabalha com séries não estacionárias que apresentam relação de cointegração^{17 18}.

16 Essas variáveis foram selecionadas devido ao fato de que a literatura sobre liberalização da conta capital privilegia o exame de seu impacto sobre a eficiência de uma economia, incluindo variações sobre as taxas de juros e de câmbio, para uma economia aberta. Além disso, controles de capitais são introduzidos sob uma base macroeconômica como, por exemplo, para estabilizar a taxa cambial, para discriminar fluxos de capitais, permitir políticas monetárias domésticas mais autônomas, evitar saídas de capital durante uma turbulência financeira ou uma crise no balanço de pagamentos, ou ainda para proteger certos setores da economia doméstica. Há, portanto, um canal direto entre liberalização financeira e taxas de juros e de câmbio – no presente caso, sob um regime flutuante.

17 Para detalhes sobre modelos VEC, ver Juselius (2006)

18 Em geral, afirma-se que todas as variáveis incluídas num modelo de cointegração devem ser integradas da mesma ordem. Com efeito, não se poderia incluir na caracterização econométrica variáveis com grau de integração diferentes, caso da série da volatilidade cambial, vis a vis as outras variáveis utilizadas na especificação econométrica proposta. Este ponto, no entanto, pode ser flexibilizado. Dado que duas séries sejam integradas da mesma ordem, pode-se incluir, em um modelo VEC, séries com ordem de integração menor que essas. Ou seja, visto que

Também se examinou formalmente a presença de quebras estruturais e/ou *outliers* em todas variáveis analisadas, através do Filtro de Kalman. Os testes foram feitos com o auxílio do software Stamp. As quebras identificadas geraram a necessidade de se incluir uma *dummy* de intervenção imposta nos meses em que se sucederam alterações nos níveis das variáveis endógenas do modelo proposto¹⁹. O próximo passo consiste na introdução de efeitos temporais no sistema via variáveis defasadas. Definiu-se, portanto, a estrutura de defasagens do modelo, i.e., o número de *lags* necessários para capturar as inter-relações dinâmicas no modelo. A identificação do número de defasagens temporais ou a ordem do modelo econométrico VEC é estabelecida pelos critérios de informação de Akaike (AIC) ou de Schwarz (SBC), além do reconhecimento de que os resíduos estimados não apresentam autocorrelação. Porém, parte-se de um número mínimo de defasagens igual a 2, uma vez que é a quantidade mínima de *lags* para se atingir raízes complexas no sistema de equação considerado. Com efeito, a tabela seguinte sumariza as estatísticas de AIC, SBC e o teste autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange (LM) para um conjunto de defasagens determinada.

Tabela 3: Critério de informação de Akaike e Schwarz e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange – janeiro de 1995 a abril de 2011

Ordem	2		3		4		5		6	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-14,974	-12,844	-14,917	-11,948	-15,030	-11,217	-14,930	-10,265	-14,803	-9,281

Teste de Autocorrelação Residual LM										
Ordem	Estat. LM	p-valor	Estat. LM	p-valor	Estat. LM	p-valor	Estat. LM	p-valor	Estat. LM	p-valor
1 ^a	64,705	0,066	92,030	0,000	65,618	0,057	61,563	0,107	53,606	0,302
2 ^a	82,714	0,002	80,289	0,003	83,155	0,002	51,438	0,379	65,318	0,059
3 ^a	60,434	0,127	54,264	0,281	59,103	0,153	70,398	0,024	70,674	0,023
4 ^a	52,113	0,354	71,755	0,019	55,780	0,235	53,364	0,310	46,654	0,569
5 ^a	66,392	0,050	58,431	0,168	46,350	0,581	35,970	0,917	43,562	0,693

Fonte: estimativa própria

Pelo teste de SBC o número ideal de defasagem seria 2. Porém, esta ordem do VEC produz resíduos com autocorrelação, considerando um nível de significância de 5%. Já pelo critério de AIC, define-se 4 defasagens como a melhor construção, mas também ocorre problema de autocorrelação residual. De fato, todas as formatações com menos defasagens apresentam autocorrelação serial nos resíduos calculados. Isso é corrigido estimando-se um VEC de ordem 5, que é indicado como melhor do que ordem 6 pelo critério de AIC. Já delimitada a quantidade de defasagem dos componentes endógenos do VEC, é necessário aplicar o teste de *Johansen*²⁰ com o objetivo de encontrar o número de equações cointegradas, se existirem, conforme a próxima tabela.

Tabela 4. Valores estatísticos do teste de cointegração de Johansen para um VEC(5) – janeiro de 1995 a abril de 2011

Nº de Eq. cointegradas	Estatística Traço	VC* - 5%	Estatística Máx-autovalor	VC* - 5%
Nenhuma*	169,826	125,615	52,272	46,231
≤ 1*	117,554	95,754	42,253	40,078
≤ 2*	75,300	69,819	32,247	33,877
≤ 3	43,053	47,856	23,328	27,584
≤ 4	19,725	29,797	14,295	21,132
≤ 5	5,430	15,495	3,505	14,265
≤ 6	1,925	3,841	1,925	3,842

Fonte: elaboração própria

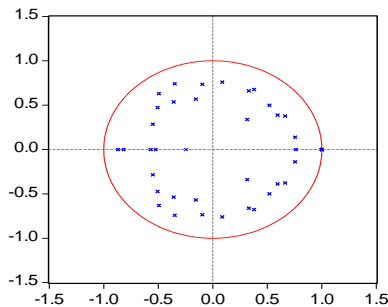
o VEC apresenta duas séries I(1), não há problema inserir uma série I(0) no modelo, pois, ao se alcançar um processo cointegrado entre as duas séries não estacionárias, a adição de uma série estacionária no vetor de correção de erro não causará mudanças significativas nas estatísticas de robustez da regressão. Ver Campbell e Perron (1991)

19 Uma alteração no nível de uma determinada série representa uma irregularidade quando se aplica a 1ª diferença nessa série. As quebras estruturais de nível, identificadas nas variáveis incluídas no modelo, ocorreram nas seguintes variáveis/datas: LPROD: 2008/12; LSELIC: 1997/11, 1998/9, 1999/5; LRISCO: 1997/11, 1998/8, 2002/6, 2008/10; LCA_VOL: 1999/1, 2008/9; LF_FINAN: 2009/1; LRESSA: 1995/3-7, 1998/3-9, 1999/1-4-12, 2000/4, 2002/6, 2005/12; LICC_ACUM: 1995/3-8, 1996/1

20 Para maiores detalhes, ver Johansen e Juselius (1990)

O modelo proposto apresenta três equações de cointegração, a um nível de significância de 5% pelo critério de traço, e duas pelo critério de máximo-autovalor. Segundo Dickey, Jansen e Thornton (2007, p. 20) à medida que existem relações de cointegração entre as variáveis, o sistema de equações torna-se mais estável. Assim, o sistema econômico estimado é estacionário em um conjunto de possíveis direções. Portanto, o VEC(5) que possui as variáveis endógenas LICC_ACUM, LF_FINAN, LPROD, LSELIC, LRISCO, LCA_VOL, LRESSA e uma variável *dummy* de intervenção, atingiu um grau de estabilidade satisfatório. Essa hipótese é corroborada pela figura abaixo:

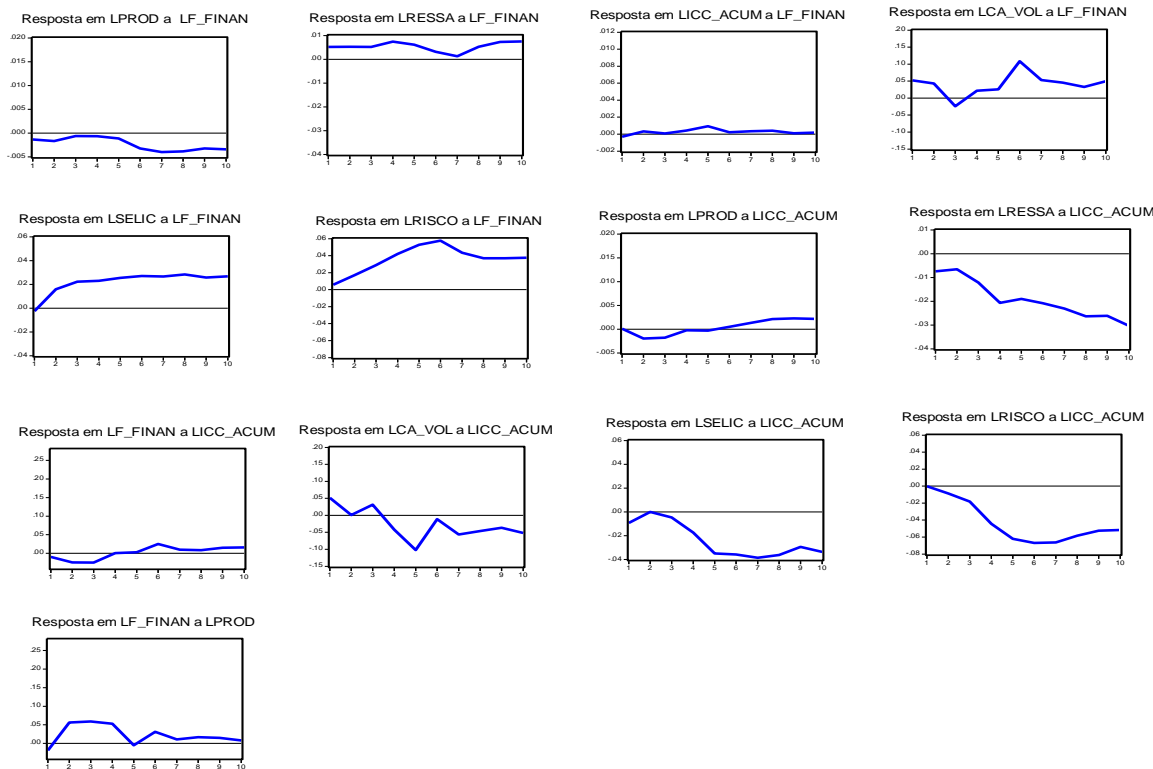
Gráfico 2. Teste de estabilidade estrutural



Fonte: elaboração própria

É possível, então, conduzir os testes de impulso-resposta, de causalidade de Granger e a análise de decomposição de variância. As funções impulso-resposta descrevem o efeito de um choque no tempo t em uma variável específica sobre os valores correntes e futuros de outras variáveis do modelo. Mantendo todos outros choques constantes, um choque em qualquer variável y_t afeta não apenas essa mesma variável y_t , mas é também transmitida a todas outras variáveis endógenas através da estrutura dinâmica (de defasagens). Em nosso modelo, focou-se sobre os efeitos das variações na regulação financeira e nos fluxos financeiros sobre as demais variáveis crescimento, juros, volatilidade cambial, risco-país e reservas. Além disso, plotamos também um impulso no Produto e seu efeito sobre os fluxos, dado ser a causalidade relevante, indicada no teste de Granger (anexo 3):

Gráfico 3. Função Impulso-Resposta



Fonte: elaboração própria

Basicamente, um impulso (aumento) na integração financeira não aumenta o Produto, mas tende a majorar as reservas internacionais do país. Sua relação com a regulação financeira não aparenta ser relevante, ao tempo em que tende a elevar a volatilidade cambial, o risco-país e a taxa Selic. Já a liberalização regulamentar *de jure* não produz efeitos claros sobre o Produto, nem também sobre os fluxos financeiros, mas tende a reduzir risco-país, juros e volatilidade cambial. Todavia, esses resultados precisam ser relativizados, pois os testes de causalidade de Granger não apontam nenhum efeito relevante sobre essas variáveis, decorrentes de variações no nível de abertura ou de integração financeira. Ou seja, os testes de causalidade de Granger demonstram relações basicamente fracas entre abertura financeira (LICC_ACUM) e integração financeira (LF_FINAN) e as demais variáveis do sistema. Os fluxos financeiros não causam, no sentido de Granger, nenhuma das demais variáveis, nem sua desregulamentação. O procedimento de decomposição de variância, por sua vez, também indica níveis baixos de explicação dessas duas variáveis sobre as demais. Em especial, a abertura regulamentar não explica nem 1% do comportamento do Produto, e nem 2% do comportamento dos fluxos financeiros (vide anexo 3). Isso implica que a desregulamentação financeira não constitui política relevante para determinar o nível de atividade ou os fluxos financeiros com o exterior.

O único resultado robusto em relação às variáveis de pesquisa aponta que é o Produto que causa, no sentido de Granger, os fluxos financeiros, explicando quase 8% de seu comportamento. Ou seja, fluxos financeiros na forma de investimento direto ou em portfólio (ações, por exemplo), são explicados pelo comportamento da economia real e do nível de atividade. Assim, um impulso no Produto (crescimento econômico) leva a um aumento nos fluxos financeiros. Ao mesmo tempo, os resultados não apontam significância do Produto sobre a desregulamentação, o que não corrobora a hipótese da endogenia dos controles, ao menos quando se avaliam os dados para uma janela de tempo mais ampla e recente como esta. Assim, ainda que o nível de atividade doméstica não tenha apresentado resultados expressivos ao longo do período analisado, pode-se interpretar que o caminho da desregulamentação continuou sua tendência iniciada já no início dos anos 1990, de forma mais acentuada em períodos não sujeitos a crises externas, até com o objetivo de produção de efeitos positivos sobre o Produto. Todavia, esse sentido de causalidade não se mostra significativo.

Esses resultados indicam um “peso” relativamente modesto da desregulamentação financeira, ao lado do aumento dos fluxos financeiros com o exterior, sobre variáveis macroeconômicas relevantes, como Produto, risco-país e taxa de juros, volatilidade cambial e reservas internacionais. A implicação é que o efeito esperado de uma maior desregulamentação financeira em direção à conversibilidade do Real, bem como o próprio aumento dos fluxos externos, pode não ser, na melhor hipótese, amplo ou determinante para a manutenção ou aprofundamento do nível de atividade na economia doméstica. Nesse caso, outras variáveis determinantes do Produto, ou outros instrumentos de política econômica mais voltados à geração do crescimento, por exemplo, ou que influam na redução do nível da taxa de juros no país, devem ser observados.

Dado que uma desregulamentação financeira não tende a ser relevante, o uso de instrumentos de controle de capitais, como o FMI tem defendido de forma mais clara, pode constituir mecanismo útil a ser considerado no gerenciamento das economias emergentes, já que, ao menos no curto prazo, tendem a afetar o volume e a composição dos fluxos no Brasil, reduzindo a instabilidade macroeconômica (Goldfajn e Minella, 2005). De fato, importantes normativos até prudenciais ainda são importantes instrumentos a impedir contágio a crises externas na economia doméstica. Se, por exemplo, a restritiva Circular 2.877, de 17.3.99, não estivesse mais em vigor, os efeitos da crise do *subprime* de 2008 poderiam ter sido ampliados no Brasil, através da deterioração de ativos do sistema financeiro nacional (SFN). Ao vedar instituições financeiras a adquirirem, de forma direta ou indireta, quotas de fundos de investimento no exterior, a norma do BC reduziu a exposição e o risco do SFN a oscilações bruscas nos mercados financeiros e de capitais externos, protegendo, ao fim, a economia doméstica. Isso indica que uma total desregulamentação financeira poderia acabar produzindo ou ampliando os efeitos adversos derivados de crises financeiras internacionais sobre o país.

Comentários finais

Investigamos o elo entre desregulamentação financeira e aumento dos fluxos financeiros externos com algumas variáveis macroeconômicas relevantes. *Latu sensu*, não se identificou a desregulamentação financeira externa como uma condição suficiente para acelerar o crescimento econômico, apontando para uma fraca associação entre desregulamentação financeira e crescimento no Brasil. Ainda que se tenha buscado produzir índices *de jure* e *de facto* mais precisos do que os utilizados na literatura prévia (seção 3), o que, do ponto de vista metodológico e de escopo temporal, representa uma contribuição potencialmente original, os resultados alinham-se com as conclusões das demais pesquisas produzidas para a economia brasileira, como exposto. O mesmo é verdadeiro se se observar a gama de trabalhos empíricos sistemáticos que não parece encontrar uma associação positiva e robusta entre desregulamentação financeira e performance econômica, evidência que sugere uma relação relativamente fraca entre ambas.

É importante ressaltar que, mesmo que a desregulamentação da conta capital tenha sido implementada com o intuito de alavancar fluxos de capitais, não é na verdade uma condição para a *integração* financeira. Variações no nível de controles de capitais nos mercados emergentes são aparentemente irrelevantes para determinar os fluxos de capitais, que derivam da modelagem como relacionados com o nível de atividade da economia real. Já os fluxos financeiros responderam positivamente ao nível de atividade, independente do nível de regulação financeira, alinhando-se ao entendimento de Faria *et al.* (2009), para os quais os fluxos respondem predominantemente a fatores outros e não apenas à desregulação da conta de capitais.

De qualquer forma, independente da maior integração financeira, ou até em função desta, na verdade a maioria das economias em desenvolvimento ainda retém algum tipo de controle sobre os fluxos externos, dada a volatilidade macroeconômica como um condicionante inerente desse processo. Isso sugere que a política ótima de gerenciamento externo é nem abrir descontroladamente a conta capital nem fechá-la por completo, mas assumir a necessidade de gerenciar a vulnerabilidade intrínseca associada aos fluxos de capitais, acentuada em períodos de crise financeira global. Nesse caso, controles de capitais podem ainda constituir um mecanismo muito realista para o gerenciamento externo de uma economia emergente integrada financeiramente, como tem sido visto há pelo menos 200 anos (Magud, Reinhart e Rogoff, 2011). Claramente, deve ser vista no âmbito de uma regulação sistêmica ou macroprudencial, desenhada para reduzir distúrbios e instabilidade sistêmica e garantindo, no longo prazo, trajetórias mais consistentes de crescimento com integração à economia internacional.

Referências bibliográficas

- ARESTIS, P.; DE PAULA, L.F. (2008). *Financial Liberalization and Economic Performance in Emerging Countries*. Palgrave Macmillan; First Edition, 2008.
- ARIDA, P. (2003a). Por uma moeda plenamente conversível. *Revista de Economia Política*, 23(3): 151-154, Jul.-Sept.
- _____ (2003b). Ainda sobre a conversibilidade. *Revista de Economia Política*, 23(3): 135-142, Jul.-Sept.
- ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA-RESENDE, A. (2003). *High interest rates in Brazil: conjectures on the jurisdictional uncertainty* (mimeo). Disponível em: <http://www.iepecdg.com/DISK%201/paginabacha.html>. Acesso em: 03 Mar, 2011.
- ARIYOSHI, A.; HABERMEIER, K.; LAURENS, B.; ÖTKER, I.; KRILJENKO, C.; IVÁN, J.; KIRILENKO, A. (2000). *Capital controls: country experiences with their use and liberalization*. Washington, DC: IMF, 2000. IMF Occasional Paper n.190.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C.; LUNDBLAD, C. (2005). Does financial liberalization spur growth? *Journal of Financial Economics*, vol. 77(1), pp. 3-55.
- BELLUZZO, L. G. & CARNEIRO, R. (2004). O mito da conversibilidade. *Revista de Economia Política*, vol.24, n.2 (94), abr-jun/2004.

- CAMPBELL, J.Y.; PERRON, P. (1991). *Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots and Cointegration*. NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, MA: MIT Press.
- CARDOSO, E.; GOLDFAJN, I. (1998). *Capital Flows to Brazil: endogeneity of capital controls*. IMF Staff Papers, V.45, n. 1, p. 161-202.
- CARKOVIC, M.; LEVINE, R. (2002). *Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?* Univ of Minnesota Dept of Finance Working Paper.
- CARVALHO, B.S.M.; GARCIA, M.G.P. (2006). *Ineffective controls on capital inflows under sophisticated financial markets: Brazil in the nineties*. NBER Working Paper 12.283, mai/2006.
- CARVALHO, F.J.C.; SICSU, J. (2007). Controvérsias recentes sobre controles de capitais. In Sicsú, J. Emprego, *Juros e Câmbio: finanças globais e desemprego*. Rio de Janeiro, Elsevier, 2007.
- COLLINS, S.M. (2007). Comments on ‘Financial Globalization, Growth, and Volatility in Developing Countries’ by Eswar Prasad, Kenneth Rogoff, Shang-Jin Wei, and M. Ayhan Kose. In *Globalization and Poverty*, ed. by Ann Harrison. University of Chicago Press, 2007.
- DE PAULA, L.F. (2010). *Financial Liberalization and Economic Performance: Brazil at the Crossroads*. Routledge, 2010.
- EDISON, H.; LEVINE, R.; RICCI, L.; SLOK, T. (2002). International Financial Integration and Economic Growth. *Journal of International Monetary and Finance*, Vol. 21, No. 6 (Nov), pp. 749–76.
- EDISON, H.; WARNOCK, F. (2003). A simple measure of the intensity of capital controls. *Journal of Empirical Finance*, vol. 10(1-2), pp 81-103.
- EDISON, H.; KLEIN, M.; RICCI, L.; SLOK, T. (2004). *Capital account liberalization and economic performance: survey and synthesis*. IMF Staff Papers, Vol. 51, No. 2 (Washington: International Monetary Fund), 2004.
- EDWARDS, S. (2001). *Capital Mobility and performance: are emerging economies different?* National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, WP n° 8076.
- EDWARDS, S. (2007). *Capital controls, capital flow contractions, and macroeconomic vulnerability*. NBER Working Paper No. 12852. January, 2007.
- EICHENGREEN, B.; LEBLANG, D. (2003). ‘Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right?’ *International Journal of Finance and Economics*, 8 (3): 205-24.
- FARIA, J.A.; PAULA, L.F.; PIRES, M.C.C.; MEYER, T.R. (2009). Financial Liberalization, Economic Performance and Macroeconomic Stability in Brazil: an assessment of the recent period. *Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*. Foz do Iguaçu, 2009.
- FERRARI Fo., F.; JAYME Jr., F.; LIMA, G. T.; OREIRO, J. L. & PAULA, L. F. (2005). Uma avaliação crítica da proposta de conversibilidade plena do Real. *Revista de Economia Política*, 25 (1), pp. 133-151, jan/mar.
- FREITAS, M.; PRATES, D. (2001). A abertura financeira no governo FHC: impactos e conseqüências. *Economia & Sociedade*, v.17: 81-111, 2001, Campinas.
- GALLINDO, A.; SCHIANTARELLI, F.; WEISS, A. (2007). Does Financial Liberalization Improve the Allocation of Investment? Micro Evidence from Developing Countries. *Journal of Development Economics*, Volume 83, Issue 2, July 2007, Pages 562-587.
- GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. (2005). *Capital flows and controls in Brazil: what have we learned?* NBER Working Paper n.11640.

- GOURINCHAS, P.; JEANNE, O. (2006). The Elusive Gains from International Financial Integration. *Review of Economic Studies*, July 2006 - Vol. 73 Issue 3.
- HENRY, P. (2006). *Capital account liberalization: theory, evidences, and speculation*. NBER Working Paper 12.698. Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research. Nov, 2006.
- IMF (2011a). *Recent Experiences in Managing Capital Inflows – Cross-Cutting Themes and Possible Policy Framework*. Feb 14, 2011.
- IMF (2011b). *World Economic Outlook*. Chapter 4. April, 2011.
- JOHANSEN, S; JUSELIUS, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to demand for money. *Oxford Bulletin of Economics Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990
- JUSELIUS, K.(2006). *The Cointegrated VAR Model*. New York: Oxford University Press, 2006.
- LEVINE, R.; ZERVOS, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *World Bank Economic Review*, vol. 10, no. 2, pp. 323-39.
- MAGUD, N.; REINHART, C. (2007). Capital Controls: An Evaluation. In EDWARDS, S. (ed.). *Capital Controls and Capital Flows in Emerging Economies: Policies, Practices, and Consequences*. University of Chicago Press, 2007.
- MAGUD, N.; REINHART, C.; ROGOFF, K. (2011). *Capital Controls: Myth and Reality - A Portfolio Balance Approach*. NBER Working Paper 16805. Fev, 2011.
- MISHKIN, F. (2005). *Is Financial Globalization Beneficial?* NBER Working Paper n. 11891.
- ONO, F. H., SILVA, G. J. C., OREIRO, J. L. C., PAULA, L. F. R. (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*. Maringá: Universidade Estadual de Maringá, 2004. v.1. p.197 – 218.
- MUNHOZ, V.C.; LIBÂNIO, G. (2010). Revisitando os controles de capitais: notas teóricas e evidências empíricas. In: *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*. Salvador, 2010.
- OBSTFELD, M. (2009). *International Finance in Developing Countries: what have we learned?* NBER Working Paper n. 14.691. Cambridge, MA. Feb, 2009.
- ONO, F.H.; SILVA, G.J.C.; OREIRO, J.L.; PAULA, L.F (2005). 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*, 9(2): 231-261.
- OREIRO, J.L.; PAULA, L.F.; SILVA, G. (2004). Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha. *Revista de Economia Política*.Vol. 24 (2).
- OSTRY, J.; GHOSH, A.; HABERMEIER, K.; CHAMON, M.; QURESHI, M.; REINHARDT, D. (2010). *Capital Inflows: The Role of Controls*. IMF Staff Position Note. February 19, 2010. International Monetary Fund.
- OSTRY, J.; GHOSH, A.; HABERMEIER, K.; LAEVEN, L.; CHAMON, M.; QURESHI, M.; KOKENYNE, A. (2011). *Managing Capital Inflows: What Tools to Use?* IMF Staff Discussion Note. April 5, 2011
- PATTERSON, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*. Basingstoke, UK: Palgrave, 2000.
- PAULA, L.F.; OREIRO, J.L.; SILVA, G. (2003). Fluxos e Controle de Capitais no Brasil: Avaliação e Proposta de Política. In. *Agenda Brasil: Políticas Econômicas para o Crescimento com Estabilidade de Preços*. São Paulo: Manole.

- PIRES, M.C.C. (2004). *O efeito da liberalização da conta capital sobre a política fiscal: evidências para o caso brasileiro recente (1995-2000)*. Ipea: Texto para Discussão no. 1.061. Brasília, dezembro de 2004.
- PRASAD, E.; ROGOFF, E.; WEI, S.; KOSE, M. (2003). *Effects of financial globalization on developing countries: Some Empirical Evidence*. IMF Occasional Paper 220. Washington, DC: International Monetary Fund, 2003.
- PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S.; KOSE, M. (2006). *Financial globalization: a reappraisal*. IMF Working Paper n. 06/189. Washington: International Monetary Fund, August 2006.
- QUINN, D.P. (1997). The correlates of changes in international financial regulation. *American Political Science Review*, 91: 531-551.
- RODRIK, D. (1998). *Who needs capital account convertibility?* Cambridge: Harvard University, 1998.
- RODRIK, D. (2007). *One Economics, Many Recipes*. Globalization, Institutions, and Economic Growth. Oxfordshire, UK: Princeton University Press.
- SCHNEIDER, B. (2000). *Issues in capital account convertibility in developing countries*. London: Overseas Development Institute, 2000.
- SICSÚ, J. (2007). *Emprego, Juros e Câmbio: finanças globais e desemprego*. Rio de Janeiro: Campus.
- SILVA, G.; RESENDE, M. (2009). Controles de Capitais no Brasil: uma abordagem teórica e empírica alternativa. In: *Anais do XXXVIII Encontro de Economia da Anpec*. Foz do Iguaçu, 2009.
- SOIHET, E. (2002). *Índice de controle de capitais: uma análise da legislação e dos determinantes do fluxo de capital no Brasil no período 1990-2000*. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.
- STIGLITZ, J. (2000). Capital market liberalization, economic growth, and instability. *World Development*, Washington, v.28, n.6, p.1075-1086, 2000.
- VAN DER LAAN, C.R. (2007). *Liberalização da Conta de Capitais: Evolução e Evidências para o Caso Brasileiro Recente (1990-2005)*. Rio de Janeiro: BNDES.

Anexo 1. Normativos Cambiais (Set/2005-Abr/2011)

2005 (set-dez): lei 11196; decisão-conjunta 15; resolução 3318; circulares 3291, 3292, 3295, 3299, 3302, 3304, 3305, 3307; comunicado 13723; 2006: lei 11371, medida provisória 315, portaria-conjunta 1064; resoluções 3349, 3356, 3368, 3389, 3412, 3417; circulares 3308, 3313, 3315, 3317, 3319, 3321, 3325, 3328, 3329, 3330, 3331, 3333; carta-circular 3246; instrução-normativa 687; comunicado 15.144; 2007: resoluções 3511, 3512, 3525; circulares 3344, 3345, 3348, 3350, 3352, 3367, 3372; carta-circular 3270; 2008: lei 11803, decreto 6391, medida provisória 442, resoluções 3543, 3568, 3540, 3568, 3622, 3624, 3633, 3657, 3661, 3672; circulares 3372, 3376, 3379, 3385, 3390, 3401, 3420, 3428; 2009: decreto 6983; resoluções 3689, 3719; circulares 3430, 3436, 3448, 3454, 3462; 2010: decretos 7323, 7330, 7412; resoluções 3833, 3845, 3844, 3854, 3911, 3912, 3914, 3915, 3920; circulares 3491, 3493, 3505, 3507; 3519; 2011: decretos 7454, 7456, 7457; resoluções 3941, 3954, 3965, 3967; circulares 3520, 3523, 3525, 3527, 3530, 3531, 3533; cartas-circulares 3485, 3500.

Anexo 2. Testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillip-Perron (1995:1-2011:4)

Série ¹	ADF ²	VC ³	Coint ⁴	PP ²	VC ³	Coint ⁴
LICC_ACUM (13)	-5,2585 (c)	(2,8772)	Reject	-2,3895 (c)	(2,87)	I(1)
LCA_VOL (1)	-3,4499 (c,t)	(3,4331)	Reject	-3,7099 (c)	(2,87)	Reject
LF_FINAN (3)	-1,9365 (c,t)	(3,4334)	I(1)	-3,5017 (c)	(2,87)	Reject
LPROD (0)	-4,2191 (c,t)	(3,4330)	Reject	-0,6380 (c)	(2,87)	I(1)
LRESSA (0)	-0,6932 (c,t)	(3,4330)	I(1)	0,6256 (c)	(2,87)	I(1)
LRISCO (1)	-2,5447 (c,t)	(3,4331)	I(1)	-1,3276 (c)	(2,87)	I(1)
LSELIC (1)	-3,6749 (c,t)	(3,4331)	Reject	-2,1458 (c)	(2,87)	I(1)

Obs.¹: número entre parênteses indica quantidade de defasagens escolhida para o teste ADF, pelo Critério de Informação de Schwarz; ²: t representa adição de tendência determinística na especificação da equação de teste e c, uma constante; ³: valor crítico a 5% de significância; ⁴: grau de cointegração.

Anexo 3. Testes de causalidade de Granger e decomposição de variância

Pairwise Granger Causality Tests			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLPROD does not Granger Cause DLICC_ACUM	190	0.69578	0.62728
DLICC_ACUM does not Granger Cause DLPROD		0.80655	0.54636
DLRESSA does not Granger Cause DLICC_ACUM	190	0.67177	0.64536
DLICC_ACUM does not Granger Cause DLRESSA		1.12428	0.34914
DLRISCO does not Granger Cause DLICC_ACUM	190	0.40885	0.84224
DLICC_ACUM does not Granger Cause DLRISCO		0.80506	0.54741
DLSELIC does not Granger Cause DLICC_ACUM	190	1.10609	0.35881
DLICC_ACUM does not Granger Cause DLSELIC		1.89846	0.09674
DLCA_R does not Granger Cause DLICC_ACUM	190	0.46338	0.80314
DLICC_ACUM does not Granger Cause DLCA_R		1.16069	0.33039
DLF_FINAN does not Granger Cause DLICC_ACUM	190	0.38830	0.85641
DLICC_ACUM does not Granger Cause DLF_FINAN		0.99636	0.42143
DLRESSA does not Granger Cause DLPROD	190	1.71613	0.13307
DLPROD does not Granger Cause DLRESSA		1.55044	0.17647
DLRISCO does not Granger Cause DLPROD	190	2.50423	0.03211
DLPROD does not Granger Cause DLRISCO		1.44571	0.21005
DLSELIC does not Granger Cause DLPROD	190	2.05522	0.07314
DLPROD does not Granger Cause DLSELIC		1.95721	0.08716
DLCA_R does not Granger Cause DLPROD	190	1.66694	0.14482
DLPROD does not Granger Cause DLCA_R		0.74735	0.58904
DLF_FINAN does not Granger Cause DLPROD	190	0.82493	0.53343
DLPROD does not Granger Cause DLF_FINAN		2.74456	0.02046
DLRISCO does not Granger Cause DLRESSA	190	2.33649	0.04381
DLRESSA does not Granger Cause DLRISCO		0.77769	0.56698
DLSELIC does not Granger Cause DLRESSA	190	1.77250	0.12068
DLRESSA does not Granger Cause DLSELIC		3.14524	0.00955
DLCA_R does not Granger Cause DLRESSA	190	1.26545	0.28085
DLRESSA does not Granger Cause DLCA_R		4.16893	0.00132
DLF_FINAN does not Granger Cause DLRESSA	190	0.15071	0.97962
DLRESSA does not Granger Cause DLF_FINAN		1.14657	0.33756
DLSELIC does not Granger Cause DLRISCO	190	1.91141	0.09455
DLRISCO does not Granger Cause DLSELIC		2.66578	0.02373
DLCA_R does not Granger Cause DLRISCO	190	1.03636	0.39775
DLRISCO does not Granger Cause DLCA_R		1.55374	0.17550
DLF_FINAN does not Granger Cause DLRISCO	190	1.25359	0.28613
DLRISCO does not Granger Cause DLF_FINAN		1.28105	0.27402
DLCA_R does not Granger Cause DLSELIC	190	1.45183	0.20794
DLSELIC does not Granger Cause DLCA_R		2.66983	0.02355
DLF_FINAN does not Granger Cause DLSELIC	190	0.86138	0.50827
DLSELIC does not Granger Cause DLF_FINAN		0.98290	0.42962
DLF_FINAN does not Granger Cause DLCA_R	190	1.54983	0.17665
DLCA_R does not Granger Cause DLF_FINAN		1.46906	0.20211

Fonte: Eviews 5. Amostra: 1995m1-2011m4. Lags:5

Análise de Decomposição de Variância

Variance Decomposition of LICC_ACUM:								
Period	S.E.	LICC_ACUM	LF_FINAN	LRESSA	LCA_VOL	LRISCO	LSELIC	LPROD
1	0.008936	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.022758	86.56180	0.532293	0.574480	0.880021	0.063502	11.21404	0.173863
10	0.037707	76.38846	0.341614	1.927240	2.614556	0.407800	17.47372	0.846612

Variance Decomposition of LF_FINAN:								
Period	S.E.	LICC_ACUM	LF_FINAN	LRESSA	LCA_VOL	LRISCO	LSELIC	LPROD
1	0.274940	0.117100	99.88290	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.351575	1.070132	81.46778	1.091275	1.970404	1.830386	3.178772	9.391246
10	0.417992	1.489133	74.82472	1.512035	2.262203	5.436746	6.586162	7.889002
Variance Decomposition of LRESSA:								
Period	S.E.	LICC_ACUM	LF_FINAN	LRESSA	LCA_VOL	LRISCO	LSELIC	LPROD
1	0.064610	1.322788	0.580245	98.09697	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.169932	3.583388	0.510009	84.36105	0.386020	4.102466	6.716085	0.340978
10	0.267281	6.016474	0.356471	70.60419	1.051290	4.535231	17.05492	0.381422
Variance Decomposition of LCA_VOL:								
Period	S.E.	LICC_ACUM	LF_FINAN	LRESSA	LCA_VOL	LRISCO	LSELIC	LPROD
1	0.611941	0.709625	0.783374	2.874441	95.63256	0.000000	0.000000	0.000000
5	0.887686	2.007508	0.790241	5.513167	87.81981	1.737550	0.434011	1.697710
10	1.198260	1.761756	1.798889	10.42395	77.97633	2.513164	1.762233	3.763679
Variance Decomposition of LRISCO:								
Period	S.E.	LICC_ACUM	LF_FINAN	LRESSA	LCA_VOL	LRISCO	LSELIC	LPROD
1	0.107257	0.000536	0.286008	5.653298	6.689784	87.37037	0.000000	0.000000
5	0.304801	6.694986	5.722941	1.772634	6.449190	72.76881	5.667077	0.924362
10	0.444632	12.11938	6.993883	0.874609	7.990240	56.76059	9.771788	5.489507
Variance Decomposition of LSELIC:								
Period	S.E.	LICC_ACUM	LF_FINAN	LRESSA	LCA_VOL	LRISCO	LSELIC	LPROD
1	0.088152	1.140417	0.103072	11.51245	0.500302	0.646691	86.09707	0.000000
5	0.203963	3.952397	4.408696	32.88774	0.270359	0.796271	55.04469	2.639856
10	0.274752	10.25955	6.812363	27.46683	1.384222	0.480924	35.64484	17.95126
Variance Decomposition of LPROD:								
Period	S.E.	LICC_ACUM	LF_FINAN	LRESSA	LCA_VOL	LRISCO	LSELIC	LPROD
1	0.019698	0.002807	0.463308	1.474434	2.360687	4.893358	0.495095	90.31031
5	0.040327	0.451428	0.438836	0.821688	0.613415	13.41933	4.510800	79.74450
10	0.048859	0.989305	2.887437	0.799957	0.601649	16.88554	4.105469	73.73064
Cholesky Ordering: LICC_ACUM LF_FINAN LRESSA LCA_VOL LRISCO LSELIC LPROD								

Obs. Ordem das variáveis observando resultados dos testes de causalidade de Granger.