

VII ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL
Universidade Estadual de Maringá

ÁREA 2: Macroeconomia, internacional, finanças públicas e escolha pública

**CONVERSIBILIDADE DA CONTA DE CAPITAIS E
SEUS DESDOBRAMENTOS: EVIDÊNCIAS A PARTIR
DA EXPERIÊNCIA RECENTE DA ECONOMIA
BRASILEIRA E MUNDIAL**

Fabio Hideki Ono

Aluno do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná e Bolsista do CNPq. Email: fhono@usa.net. Página pessoal: www.conjuntura.com.br/fhono.

Guilherme Jonas C. da Silva

Aluno do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná e Bolsista do CNPq. Email: guilhermejonas@yahoo.com.br.

José Luís Oreiro

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná e Pesquisador do CNPq. E-mail: joreiro@sociais.ufpr.br. Página Pessoal: www.joseluisoreiro.ecn.br

Luiz Fernando de Paula

Professor da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro e Pesquisador do CNPq. E-mail: lfpaula@alternex.com.br

Maringá – PR
01-02 de julho, 2004

Conversibilidade da Conta de Capitais e seus Desdobramentos: evidências a partir da experiência recente da economia brasileira e mundial

Resumo

Recentemente alguns economistas brasileiros, notadamente Arida e Bacha, tem defendido que a conversibilidade plena da conta de capitais poderia reduzir o prêmio de risco no país e tirar o país da semi-estagnação a qual se encontra atualmente. Este trabalho tem por objetivo analisar os argumentos levantados pelos autores. Para tanto, realiza-se alguns testes econométricos a fim de captar as possíveis implicações da conversibilidade da conta de capitais sobre o prêmio de risco e sobre o crescimento econômico. Os resultados encontrados não dão sustentação empírica à tese anteriormente defendida, ao contrário, a ausência de controles de capitais mais severos pode ter sido um dos fatores responsáveis pela excessiva volatilidade do prêmio de risco. Além disso, analisando-se a relação entre performance macroeconômica e conversibilidade da conta de capitais, o efeito se deu precisamente no sentido inverso ao proposto por Arida e Bacha.

Palavras-Chave: Conversibilidade; Prêmio de Risco; Crescimento Econômico.

*“It has become increasingly clear that there is not only no case for capital market liberalization, but that there is a fairly compelling case **against** full liberalization”*

(Stiglitz, 2000, p. 1076).

1. Introdução

Recentemente alguns economistas brasileiros têm defendido a tese de que o Brasil deveria adotar a plena-conversibilidade da conta de capital do balanço de pagamentos¹. Argumenta-se que a desregulamentação total da conta de capital reduziria a percepção de risco por parte dos agentes econômicos, pois permitiria o envio de recursos para o exterior sem o risco de retenção (ad-hoc) dos mesmos pelo Banco Central. Nesse contexto, o prêmio de risco seria reduzido em função da zeragem do risco de conversibilidade, permitindo assim uma redução expressiva do patamar de equilíbrio da taxa de juros doméstica e, dessa forma, um aumento do investimento e uma aceleração do crescimento econômico.

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

Neste último artigo argumentou-se que (i) os supostos efeitos da plena-conversibilidade da conta de capitais sobre o prêmio de risco país não encontram respaldo ou antecedente na literatura internacional especializada sobre o referido tema; o que sinalizaria a ausência de uma fundamentação teórica mais consistente para a mesma; (ii) testes econométricos preliminares sobre a relação entre prêmio de risco Brasil e o grau de conversibilidade da conta de capitais, tal como

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

medido pelo índice proposto por Goldfajn e Cardoso (1998), mostram que o nível de conversibilidade da conta de capitais não tem nenhum impacto *estatisticamente significativo* sobre o prêmio de risco.

A proposta Arida & Bacha foi “ressuscitada”, com novos argumentos, pelos autores no início de 2004, num documento de circulação restrita que foi escrito por Arida, Bacha e Lara Resende (2003) e num artigo escrito por Arida (2004). No primeiro artigo, os autores reiteram a tese de que a plena-conversibilidade da conta de capitais não só é uma proposta factível de política econômica para o Brasil – em função da solidez dos “fundamentos macroeconômicos” (câmbio flutuante, superávit primário e metas de inflação) – como, além de tudo, desejável pois atuaria no sentido de reduzir o prêmio de risco país, contribuindo para a queda da taxa de juros e para a aceleração do crescimento econômico. Os possíveis efeitos colaterais dessa medida - como, por exemplo, o aumento da vulnerabilidade da economia à mudanças no “humor” dos mercados financeiros internacionais - poderiam ser combatidos com políticas como a compra de reservas em moeda estrangeira por parte do Banco Central. No segundo artigo, Arida detalha suas críticas a possibilidade de introdução de controles de capital no Brasil, que segundo ele agrava os desajustes no mercado de câmbio, com efeitos negativos tanto para a gestão macroeconômica, quanto para o próprio crescimento do país.

Nesse contexto, o presente artigo tem por objetivos: (i) avaliar os novos argumentos desenvolvidos por Arida (2004); (ii) avaliar empiricamente a tese de que a plena-conversibilidade da conta de capitais poderia atuar no sentido de reduzir o prêmio de risco Brasil e estimular o crescimento econômico.

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

Na parte empírica do artigo, analisamos inicialmente os determinantes do prêmio de risco-país. Os resultados empíricos não suportam a existência de uma relação entre a conversibilidade da conta de capitais e o risco país. Na verdade, a economia brasileira, desde o início da década de 1990, tem caminhado para uma situação de conversibilidade crescente da conta de capitais sem nenhum efeito perceptível da mesma sobre o prêmio de risco. No exercício econométrico realizado, o risco país mostrou-se mais relacionado com variáveis de outra natureza como, por exemplo, a variação na taxa de juros doméstica, a variação nas reservas internacionais e na taxa nominal de câmbio. Na verdade, a ausência de controles de capitais mais severos nos momentos de crises econômicas e financeiras pode ter sido um dos fatores responsáveis pela excessiva volatilidade do prêmio de risco.

Num segundo exercício econométrico, utilizando-se dados em painel, avaliamos o efeito de um regime de plena-conversibilidade da conta de capitais sobre a taxa de crescimento da renda per capita num grupo de 61 países. Os resultados apontam para uma relação inversa entre conversibilidade e crescimento econômico, ou seja, países com a conta de capitais conversíveis estiveram mais propensos a apresentar reduções na taxa de crescimento da renda per capita.

2. Um avaliação crítica dos novos argumentos de Arida (2004)

No que segue iremos avaliar os argumentos centrais de Arida (2004) favoráveis a adoção da plena conversibilidade da conta capital no Brasil e contrários a manutenção a parafernália de

controles que facultam o Banco Central do Brasil (BC) reverter administrativamente, no todo ou em parte, as medidas liberalizantes que foram adotadas após 1999.

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

Segundo Arida (2004, p. 1) ganhos de bem-estar derivados da abertura da conta de capital – tal como sustenta a literatura favorável à liberalização financeira² - resultam da (i) possibilidade de alocação de capital a oportunidades de investimentos mais produtivas em outros países, uma vez que a abertura da conta capital permitiria aos países emergentes captar recursos mais baratos no exterior em relação ao mercado financeiro doméstico, devido ao fato de que a produtividade marginal do capital é mais baixa nos países desenvolvidos do que nos países emergentes; (ii) diminuição do impacto das flutuações da renda sobre o consumo, uma vez que os fluxos de capitais externos evitariam quedas profundas no consumo nacional durante uma desaceleração cíclica – em caso de distúrbios cíclicos em termos de comércio, produto ou demanda externa – já que o consumo flutuaria menos que a renda disponível caso existisse a possibilidade de conseguir empréstimo do resto do mundo durante períodos de queda da renda.

A literatura empírica sobre os efeitos da liberalização financeira sobre o crescimento econômico freqüentemente não tem encontrado resultados conclusivos sobre esta relação³. Neste sentido, um recente estudo feito por economistas do FMI conclui que: “...um exame sistemático das evidências sugere que é difícil estabelecer uma relação causal robusta entre integração financeira [isto é, liberalização da conta capital] e desempenho do crescimento do produto” (Prasad *et al*, 2003, p. 6). Nossa próprias estimativas – realizadas a partir de uma análise *cross-section* do crescimento na seção 4 – indicam que países com conta de capital conversível tendem a apresentar reduções na renda per capita. Esses resultados parecem recomendar bastante cautela no processo de liberalização financeira, e, em particular, no que se refere a propostas de completa liberalização na conta de capital do balanço de pagamentos.

Acrescente-se que a liberalização financeira tem sido freqüentemente associada a uma maior instabilidade, pelo fato de que os fluxos de capitais são fortemente pró-cíclicos, exacerbando as flutuações econômicas, quando não as causam, ao mesmo tempo que expõem os países as vicissitudes associadas a mudanças nas circunstâncias econômicas de fora do país. Em outras palavras, desequilíbrios macroeconômicos em países emergentes com conta de capital aberta – tais como elevados déficits em conta corrente, desequilíbrios fiscais, fragilização do sistema financeiro etc. – podem ser um resultado endógeno do modelo de política econômica adotado, seja em função de um afluxo excessivo de capitais externos seja devido a saídas abruptas de capitais para o exterior. Por exemplo, uma mudança repentina nas percepções dos emprestadores/investidores referente ao risco dos mercados emergentes pode resultar em uma enorme saída de capitais, podendo mesmo minar a viabilidade de um sistema financeiro como um todo (Stiglitz, 2000, p. 1080)⁴.

O impacto da liberalização da conta capital sobre o crescimento – segundo Eichengreen & Leblang (2002, p. 2, itálicos acrescentados) - “é mais provável ser positivo *quando os mercados financeiros domésticos são bem desenvolvidos e regulados e a operação do sistema financeiro*

² Ver, entre outros, Fischer (1998).

³ Segundo Eichengreen & 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.

⁴ É digno de nota que o próprio Arida (2004, p. 5) reconhece que “A boa qualidade da gestão macroeconômica, em si mesma, não é suficiente para impedir processos especulativos, pois o próprio entendimento dos “fundamentos” macroeconômicos tende a mudar quando deteriora o estado de expectativas”.

internacional está suave e estável. É mais provável ser negativa quando os mercados financeiros doméstico e internacional estão sujeitos a crise”. Como se sabe, o sistema financeiro brasileiro – apesar de ser bastante sofisticado do ponto de vista microeconômico - em termos de grau de aprofundamento financeiro não é bem desenvolvido, como atesta uma comparação internacional com países desenvolvidos, em particular no que se refere a relação crédito total/PIB e capitalização no mercado acionário (ver Tabela 1).

Tabela 1
Sistema Financeiro em Alguns Países Selecionados, 2000 (% do PIB)

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

(1) Somente bancos depositários.

(2) Dado inclui operações de leasing comercial.

Fonte: Belaisch (2003, p. 4).

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

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

Este nos parece ser o ponto central da argumentação de Arida, razão pela qual nos deteremos a ela em uma análise mais aprofundada. Segundo ele, a faculdade do BC de impor controles de câmbio afeta a auto-equilibração do mercado cambial e, nesta medida, impede que os excessos sejam corrigidos pelo próprio mercado. Sob câmbio flutuante, o processo de auto-equilibração dos fluxos de capitais ocorre naturalmente, sem interferência do BC. Segundo sua própria explicação (Arida, 2004, p. 10, *itálico acrescentado*):

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

O comportamento da economia brasileira em 2002 – segundo Arida (2004, p.11) - ilustra a possibilidade de uma parada súbita mesmo com taxa de câmbio flutuante. O que fez com que os

capitais de arbitragem não entrassem no País apesar do câmbio estar excessivamente depreciado foi especificamente o risco de controles de saída. A expectativa de políticas populistas não criaria a clivagem observada entre os retornos de ativos em moeda estrangeira e de ativos domésticos denominados em moeda estrangeira. Assim, no caso de regimes de câmbio flutuante que convivem com forma de conversibilidade sujeitas a mudanças por normas administrativas, processos especulativos podem vir a provocar paradas súbitas de financiamento ao inibir o processo da auto-equilibração pela expectativa de uso dos controles.

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

Greenville (2000) assinala que a experiência geral com regimes de taxa de câmbio flexível tem mostrado que a substituição de regimes de câmbio fixo por flutuante tem produzido maior variabilidade, mesmo quando os fundamentos não se modificam e que esses não podem explicar o comportamento da taxa de câmbio no horizonte de curto e médio prazo. Segundo ele, os problemas de volatilidade cambial são mais sérios quando se trata de países emergentes, uma vez que: (i) não têm uma experiência histórica de taxas de câmbio determinadas pelo mercado; (ii) há poucos especuladores estabilizadores *à la* Friedman atuando no mercado de câmbio, ou seja, há uma ausência de *players* desejosos a atuar em posições cambiais contrárias a da média do mercado, além destes mercados serem propensos a exibirem uma mentalidade de manada (*herd behavior*); (iii) apresentam fluxos de capitais muito maiores e mais voláteis em relação ao tamanho dos mercados de capitais domésticos.

Portanto, a flutuação cambial seria o caminho natural para os *policymakers* desejosos em obter maior autonomia no exercício da política monetária sem sacrificar a conversibilidade da moeda nacional e a integração ao mercado financeiro internacional, permitindo, assim, uma “trindade possível” *à la* modelo Mundell-Fleming: livre mobilidade de capitais, regime de câmbio flutuante e autonomia de política monetária. No caso de taxas de câmbio totalmente flutuantes, a autoridade monetária não intervém no mercado de câmbio, e, portanto, as reservas cambiais não se alteram. Logo, o balanço de pagamentos estará, por definição, em equilíbrio⁵. Assim, o governo deixa o câmbio flutuar, o que permitiria, *ceteris paribus*, um nível de atividade e de emprego maior, especialmente nas indústrias exportadoras, ao mesmo tempo em que as taxas de juros domésticas mais baixas estimulariam o nível de gastos dos agentes (firmas e famílias). O problema desta opção – como já assinalado acima -, em particular para uma boa parte dos países emergentes, possuidores de moedas fracas e não-conversíveis, está associado às oscilações bruscas e intensas da taxa de câmbio ao sabor do movimento instável dos fluxos de capitais, que pode afetar negativamente estas economias, como no caso da inflação (devido aos efeitos da própria desvalorização cambial sobre o custo das empresas). De fato, a volatilidade da taxa de câmbio em países emergentes resulta, em boa medida, dos problemas associados ao financiamento de elevados déficits em conta corrente no balanço de pagamentos de um País, que pode levar a uma crescente demanda por *hedge* cambial em momentos de maior incerteza no cenário nacional e/ou internacional⁶.

⁵ Nas palavras de Arida (2004, p. 9-10): “Sob câmbio flutuante, no entanto, o montante de reservas não interfere na qualidade do crédito do devedor. Esta a razão pela qual, em regime de câmbio flutuante, não há propriamente uma dívida externa do País, apenas a dívida externa de seus residentes, incluindo entre eles o Tesouro Nacional”.

⁶ Segundo Arida (2004, p. 8), a expectativa da introdução de controles aumenta assim a demanda por ativos em moeda estrangeira, criando uma demanda por precaução que de outra forma não existiria, e termina por agravar o processo de desvalorização em curso. Ao contrário do que sustenta o autor, entendemos que, na presença de conversibilidade plena,

Por outro lado, no caso de países que tenham um número importante de firmas com obrigações externas derivadas de financiamentos no exterior ou simplesmente empréstimos denominados em moeda estrangeira feitos no (ou intermediado pelo) setor bancário doméstico, uma desvalorização cambial mais acentuada pode ter um efeito patrimonial devastador sobre as firmas endividadas⁷. Adiciona-se, ainda, que como a taxa de câmbio é um dos preços básicos que balizam as expectativas empresariais, a volatilidade cambial resultante de um regime de câmbio flutuante, ao aumentar a incerteza nos negócios, pode afetar negativamente as decisões de investimento das firmas.

Os efeitos negativos da volatilidade cambial sobre o crescimento econômico tem sido objeto de estudos acadêmicos. Tomando como base a literatura relativa a teoria de investimento sob incerteza⁸ e com base em uma análise de painel em que procuram avaliar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre o investimento em 15 países da União Européia, Guérin & Lahrière-Révil (2003) concluem que uma incerteza elevada tem, na maioria dos casos, um impacto negativo sobre as variáveis macroeconômicas, entre as quais o investimento (doméstico ou externo) e mais geralmente sobre o crescimento⁹. Este impacto negativo depende do fato de parte do custo ou do preço dos bens produzidos são denominados em moeda estrangeira. Ou seja, ele depende da exposição externa da firma e do grau de abertura do país, incluindo não somente o comércio internacional, como também a sua integração (e grau de abertura) ao mercado financeiro internacional. Em particular os autores encontram evidências de que *a volatilidade da taxa de câmbio tem um significativo impacto sobre o investimento*, e mais geralmente sobre o crescimento, dependendo do grau e da natureza da exposição externa de um país. E concluem que países emergentes que se defrontam com a escolha entre regimes de câmbio fixo ou perfeitamente flexível devem dar atenção as conseqüências reais de suas estratégias cambiais (Guérin & Lahrière-Révil, 2003, p. 19).

provavelmente a demanda por precaução por ativos em moeda estrangeira aumentaria em função do aumento do risco cambial que resulta da maior volatilidade na taxa de câmbio.

⁷ Sem dúvida o aprofundamento da crise econômica na Coréia em 1998 (Kregel, 1998) e na Argentina em 2001/2 (Fanelli, 2002) resultaram em boa medida do efeito da desvalorização cambial sobre o passivo denominado em moeda estrangeira das empresas.

⁸ Para uma resenha desta literatura, ver Carruth et al (2000).

⁹ Nesta direção, pesquisa feita por Caprio (1997) mostra que a instabilidade tem efeitos persistentes sobre o crescimento econômico, uma vez que o crescimento é desacelerado por vários anos depois que uma crise ocorre. Além disso, a instabilidade freqüentemente tem fortes conseqüências distributivas, especialmente em países emergentes, onde as redes de segurança são inadequadas ou inexistentes (Furman & Stiglitz, 1999).

Gráfico 1: Taxa de câmbio nominal (compra)
jan/2001 a abr/2003

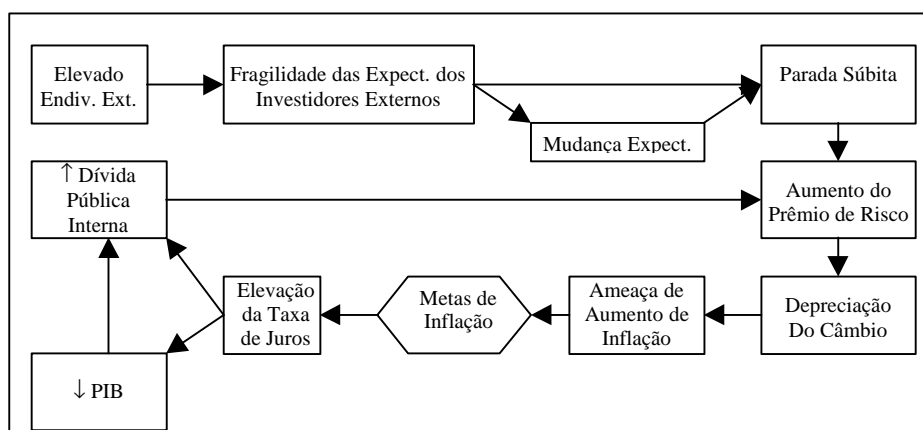


Fonte: Banco Central do Brasil

De fato, no caso brasileiro, o funcionamento de um sistema de metas de inflação com regime de câmbio flutuante, em condições de elevado endividamento externo e de elevada abertura na conta capital, tem gerado forte instabilidade na taxa de câmbio (ver **gráfico 1**), com impacto negativo sobre os níveis de investimento. Neste contexto, a política monetária tem que responder a variações na taxa de câmbio na medida em que afetem o cumprimento da meta inflacionária. Após a mudança do regime cambial, em janeiro de 1999, os movimentos de saída de capitais de curto prazo, induzidos por mudanças nas expectativas dos agentes internacionais, passaram a se refletir - não somente em perda de reservas internacionais - mas também sobre a própria taxa de câmbio. Mais especificamente, os movimentos de saída de capitais de curto prazo induziam (e induzem) uma grande desvalorização da taxa nominal de câmbio, a qual se repassada para os preços domésticos - por intermédio do assim chamado efeito *pass-through* - colocaria em risco a estabilidade da taxa de inflação. Dessa forma, o BC tem sido obrigado a elevar a taxa de juros para reverter o fluxo de saída de capitais e impedir assim o aumento da inflação devido à desvalorização do câmbio, acabando por afetar negativamente tanto o crescimento econômico quanto o volume da dívida pública. Neste contexto, a política monetária fica “prisioneira” do objetivo único de estabilidade de preços, tendo ao mesmo tempo efeitos macroeconômicos instabilizadores sobre a economia brasileira (em termos do nível do produto e emprego)¹⁰. Essa dinâmica é sumarizada pelo gráfico 2 abaixo.

¹⁰ Como assinala Sicsú (2002: 134, *itálicos acrescentados*), “a taxa de juros de curto prazo é o principal instrumento de política monetária utilizado para promover [a] administração cambial. (...) [A] taxa de juros é reduzida (aumentada) quando a volatilidade e a tendência da taxa de câmbio nominal são favoráveis (desfavoráveis). Contudo, como os aumentos da volatilidade cambial (que, no caso brasileiro, correspondem a movimentos agudos de desvalorização da taxa de câmbio) têm sido freqüentes, a autonomia da política monetária para fixar (reduzir) a taxa de juros está comprometida”.

Gráfico 2 - Dinâmica das economias emergentes altamente endividadas



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

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

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

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

Controles de capital enviam um sinal inequívoco sobre a qualidade do padrão monetário

Para Arida (2004, p. 13), o padrão monetário brasileiro é de qualidade inferior, padecendo de uma fraqueza “genético-estrutural”, em função de sua erosão por ações do Governo ou tribunais, como inflação, confisco, tributação abusiva, empréstimos compulsórios, etc. Para ele, a percepção de nossa moeda como sendo de qualidade inferior reflete o passado, não o presente, uma vez que a mudança qualitativa na gestão macro empreendida a partir de 1999 é irreversível. A sinalização dada pela permanência dos controles de capital retarda a colheita dos bons resultados da gestão macroeconômica.

Nossa avaliação da questão da fraqueza “genético-estrutural” do padrão monetário brasileiro é algo distinta: a qualidade “inferior” do padrão monetário deriva em boa medida da percepção por parte dos agentes da existência de profundos desequilíbrios macroeconômicos na economia brasileira: da elevada vulnerabilidade externa do país, da alta relação dívida interna/PIB (resultado em boa medida da política de juros altos em uma dívida predominantemente indexada), um mercado financeiro e de capitais pouco desenvolvido, etc. Portanto, não se trata de uma variável –

fundamentalmente – *backward looking*, e sim determinado em boa medida pelas condições presentes da situação macroeconômica do país.

Impacto da plena conversibilidade sobre o crescimento seria positivo

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

Já comentamos acima que um padrão monetário de melhor qualidade resultaria de uma melhoria nas condições macroeconômicas do país e de um melhor grau de inserção internacional. Acrescente-se que a poupança interna é importante na determinação do *funding* no processo de financiamento do investimento (Studart, 1995). Contudo, não se deve perder de vista que, do ponto de vista macroeconômico, a poupança é subproduto do investimento, via efeito multiplicador de renda. Portanto, enquanto predominar um ambiente de expectativas empresariais deprimidas, face as perspectivas de uma economia semi-estagnada, o nível de investimento, e conseqüentemente da poupança, manter-se-á baixo. A adoção da proposta de livre conversibilidade da conta capital, pelas razões apontadas nesta seção, provavelmente resultaria em uma maior instabilidade macroeconômica do país, com efeitos negativos sobre os níveis de investimento e de poupança.

3. Conversibilidade da Conta de Capitais e Prêmio de Risco: evidências a partir da experiência recente da economia brasileira

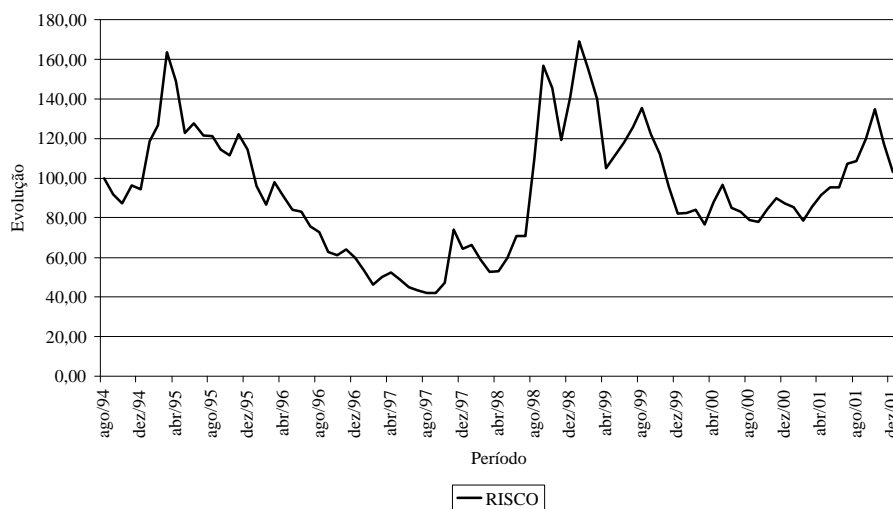
O risco país, calculado pelo Banco JP Morgan (EMBI¹¹), sigla em inglês para Índice dos Bônus de Mercados Emergentes, é um indicador que capta a situação econômica e financeira de um país, a estabilidade política e o desempenho histórico do cumprimento de suas obrigações financeiras, tal como visto por uma agência de rating (Garcia & Didier, 2001).

Observando-se o **Gráfico 3**, percebe-se que o risco Brasil aumenta principalmente nos momentos de maior instabilidade no mercado financeiro internacional. A análise da evolução do indicador durante os primeiros anos do Plano Real mostra que os picos dos índices coincidiram com as crises de 1995, 1997, 1998 e 1999. Mais recentemente, os ataques terroristas em setembro de 2001 também contribuíram para um aumento substancial do risco país. Esse fenômeno foi captado pela literatura sobre crises financeiras e traduzido como “efeito contágio”, segundo o qual uma crise financeira em um país pode afetar a percepção de risco em outros países. Calvo e Mendoza (2000) argumentam que as recentes crises cambiais decorreram em certa medida de contágios, ou seja, os fundamentos econômicos não seriam tão relevantes para disparar uma crise de confiança. Para isso, partem da noção de que a informação tem um custo de obtenção e processamento. Com a liberalização dos mercados financeiros, houve um grande aumento nas opções de investimento e levando a uma redução do ganho de utilidade com a aquisição de informações confiáveis. Sendo assim, em face de rumores pessimistas sobre a saúde financeira de um país, torna-se racionalmente menos custoso alocar o portfólio em outro país do que atestar a veracidade de tais boatos.

¹¹ O EMBI mensura a cotação dos títulos dos países emergentes. A dinâmica é a seguinte, quando os investidores têm dúvidas em relação à capacidade de pagamento do país emissor do papel os preços dos títulos caem, nos momentos de confiança os preços dos papéis sobem.

Gráfico 3

EVOLUÇÃO DO RISCO PAÍS: 1994-2001



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do J.P.Morgan.

Para mensurar grau de conversibilidade da conta de capitais, utiliza-se o indicador elaborado por Cardoso & Goldfajn (1998), o qual denominamos de Índice de Controle de Capitais (ICC). A proposta dos autores era medir as mudanças mensais ocorridas na legislação que afetam o fluxo de capital através das alterações ocorridas na regulamentação da conta de capitais.

Abaixo, ΔCC_1 e ΔCC_2 são definidas como combinações lineares de mudanças nas medidas que regulamentam os fluxos de saída e de entrada de capitais¹²:

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

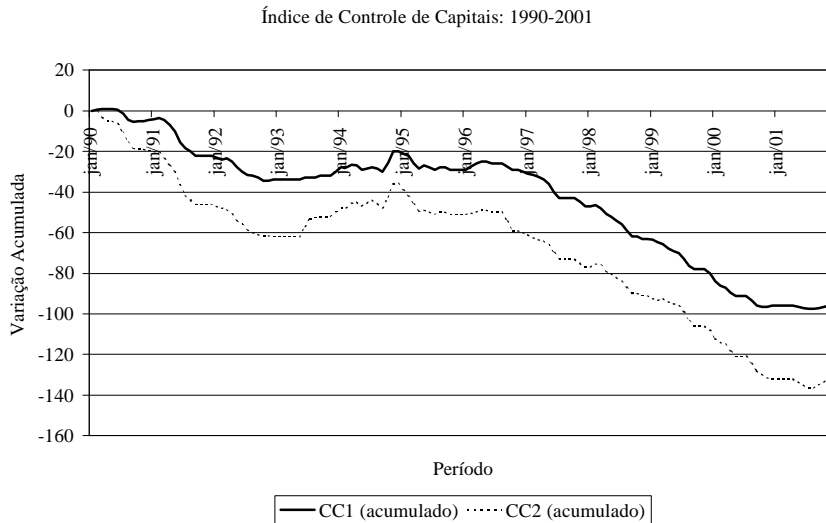
$$\Delta CC_2 = \Delta RI + 0,5 \cdot \Delta RO \quad (2)$$

Sendo que (i) ΔRI é uma medida de restrição sobre fluxos de entrada de capitais, em que uma mudança na legislação que venha a reduzir tais fluxos, como um aumento no IOF sobre entrada de capitais, recebe valor igual a 1, enquanto que uma mudança na legislação direcionada para aumentar os fluxos de entrada de capitais recebe um valor igual a -1 ; (ii) ΔRO é uma medida de variação nas restrições sobre a entrada de capitais, em que qualquer mudança na legislação que vise afetar a redução nos fluxos de saída de capitais recebe valor igual a 1, e qualquer mudança que liberalize a saída de capitais recebe o valor igual a -1 .

Para avaliar o comportamento das medidas incidentes sobre o fluxo de capitais ao longo da década de noventa, Soihet (2002, seção 3.2) divide a análise da seguinte forma: de janeiro de 1990 a julho de 1994, a maioria das medidas relacionada a controle de capitais foi liberalizante; de agosto de 1994 a dezembro de 1996 houve um misto de medidas liberalizantes com medidas restritivas; já a partir de 1997, a trajetória se inverteu, com claro predomínio de medidas liberalizantes (Vide **Gráfico 4**).

¹² Ambos os indicadores, ΔCC_1 e ΔCC_2 , permitem respostas contrárias nos fluxos de entrada e saída de capitais a mudança em ΔRO ao estabelecer um peso neste de 0,5: a primeira medida assume que restrições sobre saída de capitais tem um impacto maior sobre a saída do que sobre a entrada de capitais, enquanto que a segunda medida assume que o impacto das restrições sobre saída de capitais sobre os fluxos de entrada domina em relação ao efeito dessas restrições sobre os fluxos de saída.

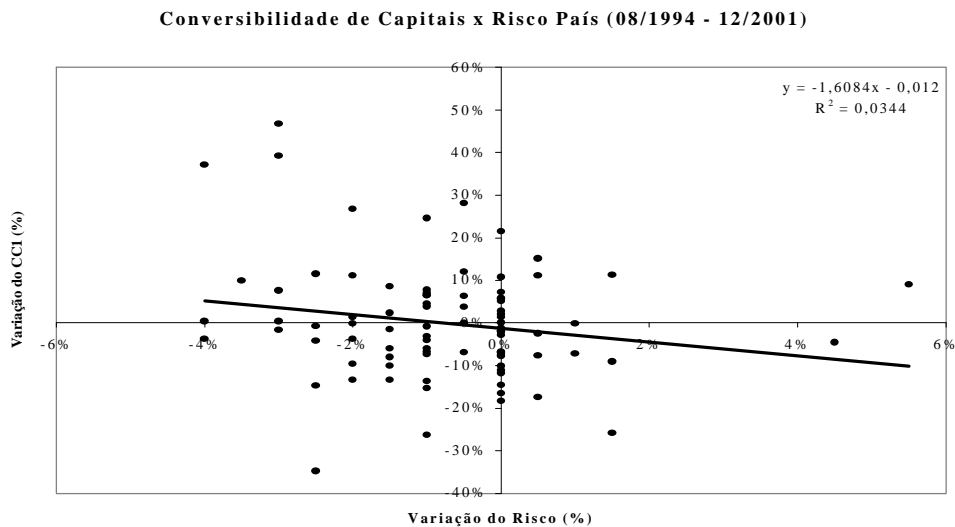
Gráfico 4



Fonte: Elaboração própria a partir de Soihet (2000) e dos Relatórios do Banco Central.

A experiência recente da economia brasileira mostrou que o país caminhou para uma conversibilidade crescente da conta de capitais, sem que houvesse uma tendência de redução do risco país.

Gráfico 5



No **Gráfico 5** podemos observar duas coisas. Em primeiro lugar, constata-se a existência de uma relação inversa entre a variação do prêmio de risco e a variação do índice de controle de capitais (CC1). Daqui se depreende que um aumento do nível de controle de capitais pode estar associado a uma redução do prêmio de risco Brasil. Essa relação contraria a os pressupostos da tese de conversibilidade plena da conta de capitais de Arida e Bacha. Em segundo lugar, constata-se uma grande dispersão dos pontos do gráfico, indicando com isso que a variação do nível de controle de capitais tem pouco poder explicativo a respeito do comportamento do prêmio de risco Brasil¹³.

¹³ Uma crítica possível a essa observação seria a que o risco país tal como medido pelo EMBI calculado pelo JP Morgan não leva em conta o assim chamado “risco de conversibilidade”, ou seja, “o risco associado à possibilidade de, em se detendo Reais, não se poder converter-los livremente em divisas estrangeiras” (Garcia e Didier, 2001, p.13). De fato, o risco país medido pelo EMBI refere-se ao risco dos títulos soberanos, de tal forma que um impedimento a conversibilidade de Reais em divisas estrangeiras para o pagamentos dos encargos financeiros referentes aos mesmos se

3.1 Considerações Metodológicas

Para efeito do exercício econométrico, selecionamos dados mensais no período de 1994/2001 das seguintes variáveis¹⁴: Risco; Taxa Doméstica de Juros (Selic); Taxa de Câmbio Real; Reservas internacionais, Dívida Interna/PIB; Dívida Externa/PIB, CC1; e CC2¹⁵. Os índices de controle de capitais foram trabalhados sem defasagens com base na Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) segundo a qual os preços dos ativos financeiros incorporam toda a informação disponível no mercado. Para captar melhor o fenômeno das crises, foi elaborada uma variável *dummy* referentes aos meses em que ocorreram as crises cambiais no mercado internacional¹⁶.

Utiliza-se o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), onde estimamos as seguintes equações¹⁷:

$$(3) \Delta Risco_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta Txcambio_t + \hat{\alpha}_2 \Delta Reserv_t + \hat{\alpha}_3 \Delta Juroselic_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta Juroselic_{t-12} + \hat{\alpha}_5 \Delta DEPIB_t + \hat{\alpha}_6 \Delta CC1_t + \hat{\alpha}_7 \text{DummyCrises}_t + \hat{\alpha}_8 \text{AR}(1) + \hat{\alpha}_9 \text{AR}(2)$$

$$(4) \Delta Risco_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta Txcambio_t + \hat{\alpha}_2 \Delta Reserv_t + \hat{\alpha}_3 \Delta Juroselic_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta Juroselic_{t-12} + \hat{\alpha}_5 \Delta DEPIB_t + \hat{\alpha}_6 \Delta CC2_t + \hat{\alpha}_7 \text{DummyCrises}_t + \hat{\alpha}_8 \text{AR}(1) + \hat{\alpha}_9 \text{AR}(2)$$

$$(5) \Delta Risco_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta Txcambio_t + \hat{\alpha}_2 \Delta Reserv_t + \hat{\alpha}_3 \Delta Juroselic_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta Juroselic_{t-12} + \hat{\alpha}_5 \Delta DIPIB_t + \hat{\alpha}_6 \Delta CC1_t + \hat{\alpha}_7 \text{DummyCrises}_t + \hat{\alpha}_8 \text{AR}(1) + \hat{\alpha}_9 \text{AR}(2)$$

$$(6) \Delta Risco_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta Txcambio_t + \hat{\alpha}_2 \Delta Reserv_t + \hat{\alpha}_3 \Delta Juroselic_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta Juroselic_{t-12} + \hat{\alpha}_5 \Delta DIPIB_t + \hat{\alpha}_6 \Delta CC2_t + \hat{\alpha}_7 \text{DummyCrises}_t + \hat{\alpha}_8 \text{AR}(1) + \hat{\alpha}_9 \text{AR}(2)$$

$$(7) \Delta Risco_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta Txcambio_t + \hat{\alpha}_2 \Delta Reserv_t + \hat{\alpha}_3 \Delta Juroselic_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta Juroselic_{t-12} + \hat{\alpha}_5 \Delta DIPIB_t + \hat{\alpha}_6 \Delta CC1_{t-1} + \hat{\alpha}_7 \text{DummyCrises}_t + \hat{\alpha}_8 \text{AR}(1) + \hat{\alpha}_9 \text{AR}(2)$$

$$(8) \Delta Risco_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta Txcambio_t + \hat{\alpha}_2 \Delta Reserv_t + \hat{\alpha}_3 \Delta Juroselic_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta Juroselic_{t-12} + \hat{\alpha}_5 \Delta DIPIB_t + \hat{\alpha}_6 \Delta CC2_{t-1} + \hat{\alpha}_7 \text{DummyCrises}_t + \hat{\alpha}_8 \text{AR}(1) + \hat{\alpha}_9 \text{AR}(2)$$

Onde, $\Delta Risco_t$ refere-se a variação do Risco; $\Delta Re.servas$ refere-se a variação das reservas internacionais; ΔCC_1 capta o impacto negativo das variações das restrições a saída de capitais sobre o fluxo líquido de entrada de capital; ΔCC_2 capta o impacto positivo das restrições a saída de

constituiria, na verdade, num calote do governo. Uma maneira alternativa de calcular o risco país, e que levaria em conta o “risco de conversibilidade”, seria utilizar as informações existentes sobre contratos de Swap DI x Dólar e DiI X Pré nos mercados de renda fixa brasileiros. Contudo, tal como mostrado por Garcia e Didier (2001), o risco país calculado dessa forma tem um alto grau de correlação com o risco país medido pelo diferencial de retorno (com relação aos títulos americanos de igual prazo de maturidade) dos títulos brasileiros emitidos no exterior (C-Bond e IDU). Sendo assim, mudanças no risco de conversibilidade deverão ter um impacto similar sobre ambas as formas de mensuração do prêmio de risco país; de maneira que se o nível de conversibilidade da conta de capitais for uma variável relevante na determinação do risco de conversibilidade, ambas as medidas do risco país deverão captar esse efeito.

¹⁴ A variação da inflação, do saldo em transações correntes e do crescimento do PIB não se mostraram significativos para nenhuma defasagem, de tal forma que não foram incluídos nas regressões a seguir.

¹⁵ Os dados mensais foram calculados a partir de Soihet (2000) e dos relatórios do Banco Central.

¹⁶ A crise mexicana (janeiro de 1995), a crise coreana (dezembro de 1997), a crise da Malásia (agosto de 1998), a crise da Rússia (setembro de 1998), a crise brasileira (fevereiro de 1999) e os ataques terroristas nos EUA (outubro de 2001). Note que a *dummy* foi utilizada no mês subsequente ao início das crises, pois a diferença entre a valor do risco no início e no fim do mês só é captada no mês seguinte. A referência para a data das crises foi Treuherz (2000).

¹⁷ Estimou-se separadamente quatro regressões para evitar problemas de multicolinearidade entre os índices de controle de capitais (CC1 e CC2) e as relações de endividamento (DEPIB e DIPIB).

capitais sobre o fluxo líquido de entrada de capital; e $\Delta DIPIB_t$ é a variação da dívida pública como proporção do PIB; $\Delta DEPIB_t$ é a variação da dívida externa como proporção do PIB; $\Delta TxCâmbio_t$ mostra o efeito da variação da taxa de câmbio real sobre o Risco; por fim, $\Delta JuroSelic_t$ capta o impacto da variação da taxa de juros doméstica; $DummyCrises_t$ refere-se aos períodos em que houveram as principais crises no mercado internacional.

3.2. Resultados

Para realizar o exercício econométrico com intuito de explicar o risco país, o período analisado compreendeu os primeiros sete anos pós-Plano Real (ago/1994-dez-2001)¹⁸. Inicialmente, foram realizados os testes de estacionariedade (testes ADF – Augmented Dickey Fuller). As séries estudadas se mostraram estacionárias apenas em primeira diferença (veja a tabela A2 no Apêndice), em vista disso, aplicamos a primeira diferença a todas as séries analisadas.

De um modo geral os resultados foram satisfatórios, principalmente se levarmos em consideração que o R^2 foi em média de 62%. A partir da análise de regressão, verifica-se que o **controle de capitais não foi relevante para explicação do prêmio de risco** (o nível mínimo de significância para os Índices de Controle de Capital foram respectivamente 47% e 52% para o CC1 e 35% e 39% para o CC2)¹⁹. A título de curiosidade, realizou-se testes relaxando a HME. Com efeito, os ICC foram significativos a 10%, mas os coeficientes foram negativos, indicando que uma maior abertura da economia implicaria num aumento da variação do risco (**ÄRisco**)²⁰.

Uma outra conclusão interessante que pode ser extraída é a de que o histórico do prêmio de risco do país influencia o risco presente. Ao avaliar-se o correlograma da variação do risco, observou-se uma autocorrelação parcial significativa na segunda defasagem, justificando, portanto, a utilização de um componente autoregressivo de ordem 2. A taxa de juros somente mostrou-se significativa nas defasagens t-1 e t-12, mas surpreendentemente os sinais foram negativos, revelando que a redução da taxa de juros elevaria o prêmio de risco. As demais variáveis como as razões dívida pública/PIB e dívida externa/PIB, taxa de câmbio e reservas internacionais mostraram-se significativas nas regressões.

Com respeito a estas duas últimas variáveis deve-se observar que os resultados obtidos corroboram tanto a “hipótese fiscalista”²¹, segundo a qual o comportamento do prêmio de risco país é determinado, em larga medida, pela evolução do endividamento público (interno) como proporção do PIB; como também a “hipótese da vulnerabilidade externa”, de acordo com a qual o prêmio de risco Brasil tem seu comportamento determinado pela percepção do nível de vulnerabilidade externa da economia brasileira, o qual dependeria fundamentalmente da dívida externa como proporção do PIB. Um teste mais detalhado sobre a validade de uma ou outra hipótese escapa aos objetivos do presente trabalho, sendo deixado para pesquisas futuras.

¹⁸ As fontes das informações utilizadas para análise de regressão estão no apêndice (TABELA A4). O período de análise foi escolhido pela disponibilidade de dados. Portanto, dado o tamanho reduzido da amostra (89 observações) deve-se pensar na possibilidade de realizar novos testes englobando um período mais amplo. Para realizar uma análise mais robusta, a fim de caracterizar a endogeneidade dos controles de capitais no Brasil, a metodologia Vetores Auto-Regressivos (VAR).

¹⁹ Ver tabela 1, equações (3), (4), (5) e (6).

²⁰ Conforme tabela 1, equações (7) e (8).

²¹ Sobre a visão fiscalista da taxa de juros no Brasil, ver Barbosa & Loureiro (2003).

Tabela 2: Variável dependente: Δ Risco (Ago/1994 –Dez/2001)

	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Constante</i>	-3,59 (0,0086)	-3,76 (0,0055)	-3,64 (0,0098)	-3,81 (0,0063)	-4,65 (0,0012)	-5,00 (0,0005)
Δ Tx. Câmbio _t	0,24 (0,0838)	0,23 (0,0918)	0,25 (0,0772)	0,24 (0,0840)	0,25 (0,0688)	0,21 (0,1212)
Δ reservas	-0,31 (0,0122)	-0,30 (0,0149)	-0,29 (0,0201)	-0,28 (0,0205)	-0,26 (0,0279)	-0,24 (0,0432)
Δ juroSelic _{t-1}	-0,29 (0,0171)	-0,29 (0,0169)	-0,29 (0,0201)	-0,29 (0,0198)	-0,29 (0,0154)	-0,30 (0,0130)
Δ juroSelic _{t-12}	-0,18 (0,0170)	-0,18 (0,0205)	-0,18 (0,0235)	-0,17 (0,0281)	-0,18 (0,0172)	-0,18 (0,0157)
AR(1)	0,21 (0,1107)	0,18 (0,1533)	0,22 (0,0934)	0,20 (0,1284)	0,23 (0,0702)	0,22 (0,0884)
AR(2)	-0,23 (0,0743)	-0,22 (0,0863)	-0,21 (0,1003)	-0,20 (0,1170)	-0,22 (0,0892)	-0,21 (0,1025)
<i>DummyCrises</i>	23,03 (0,0000)	23,49 (0,0000)	23,79 (0,0000)	24,18 (0,0000)	24,85 (0,0000)	26,26 (0,0000)
Δ DEPIB	0,12 (0,0385)	0,12 (0,0397)	-	-	-	-
Δ DIPIB	-	-	0,28 (0,0861)	0,28 (0,0899)	0,26 (0,1072)	0,26 (0,1035)
Δ CCI	-0,63 (0,4753)	-	-0,57 (0,5263)	-	-	-
Δ CC2	-	-0,68 (0,3539)	-	-0,63 (0,3931)	-	-
Δ CCI _t	-	-	-	-	-1,62 (0,0725)	-
Δ CC2 _t	-	-	-	-	-	-1,65 (0,0293)
R^2	0,6198	0,6215	0,6127	0,6143	0,6296	0,6383
R^2 ajustado	0,5664	0,5682	0,5582	0,5601	0,5776	0,5874

Fonte: Ver Tabela A4

Notas: Para manter a unidade das escalas, as variáveis foram trabalhadas em números índices com base 100 de agosto de 1994. A regressão não apresentou problemas de multicolinearidade e/ou heterocedasticidade. A autocorrelação serial foi corrigida quando incorporou-se ao modelo o vetor AR.

4. Conversibilidade da Conta de Capitais e Performance Macroeconômica: uma análise com dados em painel

Tendo como base os modelos neoclássicos de crescimento detalhados por Barro e Sala-i-Martin (1995), nessa seção incorporaremos a conversibilidade da conta corrente²² como uma variável explicativa para o crescimento do PIB per capita. Os referidos autores, fazem uma análise empírica para 87 países entre 1965-1975 e 97 países entre 1975-1985 e utilizam a metodologia de dados em painel para avaliar os determinantes da variação do PIB per capita. A base de dados

²² Trata-se de uma variável *dummy*: 1 (se o país possui livre conversibilidade da conta de capital) e 0 (se o país possui qualquer entrave ao fluxos em conta capital). Os dados foram coletados do documento editado anualmente pelo FMI e intitulado “*Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*”. Verificamos neste documento, para cada país da amostra, um campo chamado “*accounts in domestic currency convertible into foreign currency*”, que especifica e informa a conversibilidade (ou não) da conta corrente. Nos documentos anteriores a 1996, esse campo não estava disponível.

primária foi a chamada “*Penn World Tables*”²³, um trabalho desenvolvido por Alan Heston e Robert Summers e as variáveis explicativas utilizadas no modelo foram:

1. PIB per capita: aplicou-se o logaritmo natural com o intuito de atenuar os problemas de escala decorrentes da grande discrepância do produto per capita entre os países do mundo. O coeficiente captaria a velocidade de convergência condicional²⁴.
2. Anos de escolaridade: essa variável, juntamente com a expectativa de vida, pretende captar o chamado capital humano.
3. Expectativa de vida: essa variável serve como uma *proxy* para uma performance da sociedade, refletindo, por exemplo, as condições de saúde da população. Novamente foi aplicado o logaritmo natural .
4. Interação entre PIB e o capital humano: nos modelos de crescimento endógeno com 2 setores (tal qual Uzawa-Lucas²⁵) o efeito do capital humano sobre o crescimento é assumido como o equivalente ao do PIB per capita. Com o intuito de aplicar uma ponderação às variáveis do capital humano, é feita a multiplicação do Log(PIB) pela soma dos desvios dos anos de escolaridade e expectativa de vida em relação à média.
5. Gastos públicos com educação: trata-se da razão entre os gastos nominais do governo com educação e o PIB.
6. Taxa de investimento: trata-se de uma razão entre o investimento doméstico bruto (tanto o público como privado) e o PIB real.
7. Consumo do governo: é a razão entre a média do consumo do governo em relação ao PIB real menos a razão entre os gastos com defesa e educação em porcentagem do PIB.
8. Prêmio nos “mercados negros” de câmbio: Essa variável foi desenvolvida pelo “International Currency Analysis” e serviria como uma *proxy* para as distorções do governo nos mercados financeiros.
9. Instabilidade política: essa variável captaria a probabilidade de ameaças à propriedade privada, supondo-se que a instabilidade reduz os incentivos ao investimento. Trata-se de uma média ao longo da década das revoluções por anos e dos assassinatos políticos por milhões de habitantes.
10. Termos de troca: trata-se da taxa anual de crescimento dos termos de troca²⁶.

No presente estudo selecionou-se uma amostra de 61 países (veja tabela A1) a partir da base de dados do Banco Mundial (*World Development Indicators, 2001*). Em virtude da indisponibilidade de alguns dados²⁷, o período de análise restringiu-se em quatro anos (1996-1999).

²³ Barro e Sala-i-martin utilizaram a base de dados em sua versão 5.5. A versão atual desses dados é a 6.1 e pode ser encontrada no site http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php.

²⁴ Segundo Barro e Sala-i-martin (1995, p. 431), “*the convergence is conditional in that it predicts higher growth in response to lower starting GDP per person only if the other explanatory variables are held constant*”.

²⁵ Ver Barro e Sala-i-Martin (1995) cap. 5

²⁶ Os termos de troca referem-se à capacidade de importação de bens e serviços subtraída da capacidade de exportação, em preços constantes.

²⁷ A dificuldade de obtenção de dados referentes à conversibilidade da conta de capitais (os documentos do FMI anteriores a 1996 podem gerar interpretações subjetivas quanto a conversibilidade plena dos capitais dos países amostra) e a indisponibilidade integral de uma série, por exemplo os gastos públicos com educação, foram os principais empecilhos à ampliação do escopo da análise. Além disso, o Banco Mundial não mantém quaisquer dados referentes à instabilidade política ou ao prêmio de risco nos “mercados negros” de câmbio.

Na tabela 2, a seguir, são apresentados os resultados do painel envolvendo as seguintes variáveis explicativas:

- a) PIB per capita (LNPIB: aplicou-se o logaritmo ao PIB, em dólares de 1995, dividido pela população na metade do ano);
- b) Taxa de analfabetismo (ANALF: essa medida da situação educacional do país foi utilizada devido à insuficiência de dados para os anos de escolaridade);
- c) Expectativa de vida (LNEV: aplicou-se o logaritmo à expectativa de vida ao nascer de homens e mulheres);
- d) Interação entre PIB e capital humano (PIBKH: multiplicou-se o logaritmo do PIB per capita à soma dos desvios da taxa de analfabetismo e da expectativa de vida em relação à suas médias);
- e) Taxa de investimento (INV: foi utilizada a formação bruta de capital fixo em relação ao PIB);
- f) Consumo do governo (CG: são os gastos do governo em consumo final como porcentagem do PIB, excluindo os gastos militares em capital fixo);
- g) Crescimento dos termos de troca (CTT: calculamos a taxa anual de variação dos termos de troca);
- h) Taxa de Poupança (POUP: trata-se do PIB menos os gastos com consumo como porcentagem do PIB. Essa variável é fundamental para o crescimento da renda per capita nos modelos de crescimento endógeno) e;
- i) Convertibilidade da conta de capitais (CONV), foi incorporada ao modelo como uma Dummy: i) Valor **1** para os países com plena conversibilidade da conta de capital; ii) e **0** para os países que possuem conversibilidade *parcial* da conta de capitais.²⁸

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

Uma das vantagens da estimação com dados em painel é que a metodologia leva em consideração a heterogeneidade individual. Assim, os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadas dos países. Essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo. Por outro lado, os dados em painel providenciam uma maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação (Marques, 2000).

Para captar a heterogeneidade dos países da amostra, estimamos coeficientes fixos (α_1) distintos para cada país²⁹. Tais efeitos fixos são calculados através da subtração das médias de cada uma das variáveis e utilizando os dados transformados para estimar os mínimos quadrados ordinários:

²⁸ Veja tabela A5, no apêndice, para a lista de países com a conta de capitais plenamente conversível no período 1996-1999.

²⁹ “Uma forma de conjugar a parcimônia com a heterogeneidade e a interdependência é admitir que os coeficientes β são idênticos para todos os indivíduos, com exceção do termo independente β_0 , que é específico a cada indivíduo, mantendo-se a hipótese da homogeneidade das observações”(Marques, 2000, 6p.)

$y_i - \bar{y}_i = \mathbf{b}_i + (x_i - \bar{x}_i)' \mathbf{b} + (\mathbf{e}_i - \bar{\mathbf{e}}_i)$, onde $\bar{y}_i = \sum_t y_i / T$, $\bar{x}_i = \sum_t x_i / T$, $\bar{\mathbf{e}}_i = \sum_t \mathbf{e}_i / T$ e T é o número de períodos observados (Marques, 2000; Manual do Eviews, 2002).

Tabela 3: Variável dependente: taxa anual de crescimento da renda per capita. Dados em Painel (1996 –1999)

Variável	Coef.	D.P.	P-valor
<i>LNPIB</i>	30,9875	6,5436	0,0000
<i>ANALF</i>	1,9041	0,4408	0,0000
<i>LNEV</i>	-2,3675	22,5761	0,9166
<i>PIBKH</i>	-0,0237	0,0170	0,1653
<i>INV</i>	0,1522	0,0824	0,0665
<i>CG</i>	-0,0957	0,1352	0,4798
<i>CTT</i>	-1,80e-14	1,41e-13	0,8985
<i>POUP</i>	-0,1199	0,0613	0,0523
<i>CONV</i>	-1,9297	1,0902	0,0785
R^2	0,5333	Durbin-Watson	2,3851
R^2 ajustado	0,3483	D.P. Regressão	3,2456

Fonte: Banco Mundial/FMI

O valor obtido para o R^2 é semelhante aos das análises de Barro e Sala-i-Martin (1995, p. 426), nas quais esta estatística variou de 0,50 a 0,54. Os coeficientes para a expectativa de vida, a interação entre PIB e capital humano, o consumo do governo e o crescimento dos termos de troca apresentaram um P-valor acima de 10%, resultando na aceitação da hipótese nula (H_0 : coeficiente = 0).

O sinal negativo do coeficiente (-1,93) que mede o efeito da conversibilidade da conta de capitais sobre o crescimento da renda per capita indica *que países com a conta de capitais conversíveis tendência a apresentar reduções na renda per capita*. Esse resultado contraria à tese defendida por Arida e Bacha, de que a conversibilidade da conta de capitais impulsionaria o crescimento econômico.

5. Conclusões

A análise feita neste artigo – seja analiticamente seja empiricamente – indica a não desejabilidade de se adotar a proposta de plena conversibilidade da conta de capital no Brasil.

Os resultados obtidos ao longo do presente trabalho rejeitam a tese defendida por Arida e Bacha de que a plena-conversibilidade da conta de capitais poderia atuar no sentido de reduzir o prêmio de risco país e estimular o crescimento da economia brasileira. Com efeito, os testes econométricos mostraram que (i) a conversibilidade da conta de capitais, tal como medida pelo índice Cardoso-Goldfajn, tem um efeito estatisticamente irrelevante sobre o prêmio de risco país; (ii) mesmo que o efeito não fosse estatisticamente irrelevante, ele se daria no sentido oposto ao defendido por Arida e Bacha, ou seja, um aumento do nível dos controles de capitais na economia brasileira atuaria no sentido de reduzir a variação do “prêmio de risco”; (iii) a regressão utilizando dados em painel para uma amostra de 61 países no período (1996-1999) mostra que a plena-conversibilidade da conta de capitais atuou no sentido de reduzir o nível de renda per-capita dos países que adotaram a mesma.

Os testes econométricos feitos no presente artigo são ainda preliminares. Apesar da análise empírica compreender o período de 1994-2001, deve-se atualizar a amostra. A utilização de outras

metodologias, como por exemplo VAR, pode nos auxiliar na verificação de quais as defasagens de uma variável são significativas na determinação do comportamento de outra, e vice-versa. A análise VAR tem por objetivo estimar relações dinâmicas entre variáveis endógenas. Cada equação definida pelo VAR nada mais é que uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo.

A análise realizada na seção 4, para um período de 4 anos (1996-1999) indicou uma relação inversa entre a conversibilidade da conta de capitais e o crescimento da renda per capita. Para uma análise mais consistente deve-se, contudo, trabalhar com uma amostra maior do que a utilizada no presente trabalho. Em estudos futuros, pretende-se ampliar o período de análise, através da coleta de mais informações relativas à conversibilidade da conta capital.

Referências Bibliográficas:

- ARIDA, P. (2003a). “Ainda a conversibilidade”. *Revista de Economia Política*, vol. 23, n. 3, pp. 135-142, jul./set.
- ARIDA, P. (2003b). “Por uma moeda plenamente conversível”. *Revista de Economia Política*, vol. 23, n. 3, pp. 151-154, jul./set.
- ARIDA, P. (2004). Aspectos macroeconômicos da conversibilidade: uma discussão do caso brasileiro. Mimeo.
- ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA-RESENDE, A. (2003) “High Interest Rates in Brazil: Conjectures on the Jurisdictional Uncertainty”, texto ainda não publicado.
- BACHA, E. (2003). “Reflexões pós-cepalinas sobre inflação e crise externa”. *Revista de Economia Política*, vol. 23, n. 3, pp. 143-150, jul./set.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Relatório Anual. Brasília, vários anos.
- BANCO MUNDIAL (2001) *World Development Indicators*.
- BARBOSA, F.H; LOUREIRO, A. S. (2003). “The risk premium on Brazilian government debt: 1996-2002”. *Ensaio Econômico EPGE*, n. 485.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. (1995) *Economic Growth*. McGraw-Hill.
- CALVO, G. & MENDOZA, E. G. (2000) “Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets” IMF Working Papers.
- CAPRIO, G. (1997). Safe and sound banking in developing countries: we’re not in Kansas anymore. *Research in Financial Services: Private and Public Policy*, n. 9, pp. 79-97.
- CARRUTH, A., Dickerson, A., and Henrley, A. (2000). What do we know about investment under uncertainty. *Journal of Economic Surveys*, v. 24, n. 2, pp. 119-153.
- CARDOSO, E. & GOLDFAJN, I. (1998). “Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls”. *IMF Staff Papers*, vol. 45, n.1, pp. 161-202, março.

- CASTELLAR, P.V. (2001). A Política Cambial Brasileira: o caráter endógeno dos controles de capitais de curto-prazo no Brasil (1994-1999). Dissertação de Mestrado, IE-UFRJ.
- EICHENGREEN, B. & Leglang, D. (2002). Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right? *NBER Working Paper Series* n. 9427, December.
- FANELLI, J. M. (2002). Crecimiento, inestabilidad y crisis de la convertibilidad en Argentina. *Revista de la CEPAL*, n. 77, pp. 25-45, agosto.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. vários anos.
- FURMAN, J. & Stiglitz, J. (1999). Economic consequences of income inequality. *Federal Reserve Bank Review of Kansas City*.
- GUÉRIN, J.-L. & Lahrèche-Révil, A. (2003). Exchange rate volatility and investment. Mimeo.
- GARCIA, M.G.P.; DIDIER, T. (2001) Taxa de juros, Risco Cambial e Risco Brasil.
Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/Mgarcia/Papers/RiscoBrasilPPE0107192.PDF>.
Acessado em: 19/04/2004.
- Kregel, J. (1998). Yes, 'It' did happen again: a Minsky crisis happened in Asia. *Working Paper* n. 235, Jerome Levy Institute.
- MANKIW, N.G.; ROMER, D.; WEIL, D. (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. v. 107, n. 2, p. 407-437.
- Manual do Eviews (2002) "EViews 4 User's Guide". Disponível em: <http://www.eviews.com/eviews4/eviews4/EViews41PDF.zip> Acessado em: 22/04/2004
- MARQUES, L.D. (2000) Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: revisão de literatura. Disponível em <http://www.fep.up.pt/investigacao/workingpapers/wp100.PDF>. Acessado em: 19/04/2004.
- OREIRO, J.L.; PAULA, L.F & JONAS, G. (2004). Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha. *Revista de Economia Política*. Vol. 24, N.2.
- PAULA, L.F., OREIRO, J. L. & JONAS, G. (2003). "Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política". In Sicsú, J., Oreiro, J.L. e Paula, L.F. (org). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri/SP: Editora Manole.
- PRASAD, E., K. Rogoff, S. Wei & M. Kose (2003). Effects of financial globalization on developing countries: some empirical evidence, mimeo (www.imf.org).
- ROMER, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill.
- SCHNEIDER, B.(2000) "Issues in Capital Account Convertibility in Developing Countries", Disponível em: <http://www.odi.org.uk/speeches/schneider.pdf>. Acessado em: 20/04/2004.
- SOIHET, E. (2002). Índice de Controle de Capitais: uma análise da legislação e dos determinantes de fluxo de capital no Brasil no período 1990-2000. Dissertação de mestrado. Rio de Janeiro: FGV/EPGE.

STIGLITZ, J. (2000). Capital market liberalization, economic growth, and instability. *World Development*, v. 28 n. 6, pp. 1075-1086.

STUDART, R. (1995). *Investment finance in economic development*. London and New York: Routledge.

Apêndice

TABELA A1 Países da amostra

África do Sul	Costa Rica	Irlanda	Paraguai
Albania	Dinamarca	Israel	Peru
Arábia Saudita	Equador	Itália	Polônia
Argentina	Espanha	Jamaica	Portugal
Austrália	Estados Unidos	Japão	Reino Unido
Áustria	Filipinas	Líbano	República Dominicana
Bélgica	Finlândia	Luxemburgo	Romênia
Belize	França	Malásia	Singapura
Bolivia	Gana	Marrocos	Suécia
Brazil	Grécia	México	Suíça
Bulgária	Guatemala	Moçambique	Tailândia
Canadá	Holanda	Nicarágua	Tunísia
Chile	Hungria	Noruega	Turquia
China	Índia	Nova Zelândia	Uruguai
Coréia do Sul	Indonésia	Paquistão	Venezuela
			Vietnã

TABELA A2 Teste ADF

	Original	1ª Diferença
Tx. Câmbio	0,7686	-4,4804
Reservas	-1,8135	-5,3408
Juros (Selic)	-2,1170	-6,3803
Dívida Externa	-0,5809	-5,1792
Dívida Interna	-0,6879	-5,2505
CC1	0,0550	-4,8057
CC2	-0,1395	-5,4188

Sendo os valores críticos de MacKinnon:

Para os dados originais: 1% (-3,5073) 5% (-2,8951) 10% (-2,5844)
 Para a 1ª diferença: 1% (-3,5082) 5% (-2,8955) 10% (-2,5846)

TABELA A3 Médias e Desvios Padrão

	Média	Desvio Padrão
Crescimento Anual da Renda per Capita	2,079	4,020
Taxa de Analfabetismo	10,874	14,423
Log do Pib per capita	8,491	1,500
Interação entre PIB e Capital Humano	-48,804	83,036
Log da Expectativa de vida	4,270	0,101
Taxa de Investimento (% PIB)	22,120	6,836
Convertibilidade da Conta de Capitais	0,581	0,494

Fonte: Banco Mundial /FMI

TABELA A4 - Fontes de dados

Variável	Fonte
<i>Risco</i>	Índice EMBI+ Fonte: J. P. Morgan
<i>Tx. Câmbio</i>	Taxa de câmbio comercial para venda: real (R\$) / dólar americano (US\$) – média mensal Fonte: Banco Central do Brasil
<i>Reservas</i>	Reservas internacionais: liquidez internacional (Mensal) Fonte: Banco Central do Brasil
<i>JuroSelic</i>	Taxa de Juros - Selic a.a. Fonte: BCB
<i>DEPIB</i>	Dívida externa - setor público - líquida - Mensal - (% PIB) Fonte: IPEADATA
<i>DIPIB</i>	Dívida - total - setor público - líquida - Mensal - (% PIB) Fonte: IPEADATA
<i>CC1 e CC2</i>	Os índices de controle de capitais foram calculados a partir de informações extraída de Soihet (2002) e dos Relatórios do Banco Central

TABELA A5 Países com conversibilidade plena da conta de capitais (1996-1999)

Arábia Saudita	Estados Unidos	Luxemburgo	Portugal
Argentina	Finlândia	Malásia	Reino Unido
Áustria	França	Nicarágua	Romênia
Bélgica	Holanda	Noruega	Singapura
Bolívia	Irlanda	Nova Zelândia	Suécia
Canadá	Itália	Paquistão	Suíça
Costa Rica	Japão	Paraguai	Uruguai
Espanha	Líbano	Peru	

Fonte: FMI