

CAPÍTULO 5

Uma avaliação empírica da proposta de conversibilidade do real¹

Fabio Hideki Ono

Guilherme Jonas Costa da Silva

José Luís Oreiro

Luiz Fernando de Paula

5.1 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 pagamentos. 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*) desses recursos pelo Banco Central. Nesse contexto, o prêmio de risco seria reduzido em função da zeragem do risco de conversibilidade, permitindo, assim, uma redução expressiva do patamar de equilíbrio da taxa de juros doméstica e, dessa forma, um aumento do investimento e uma aceleração do crescimento econômico.

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

Nesse último artigo, argumentou-se que (i) os supostos efeitos da plena conversibilidade da conta de capital sobre o prêmio de risco-país não encontram respaldo ou antecedente na literatura internacional especializada

¹ Este capítulo é uma versão modificada de Ono *et al.* (2005).

sobre o tema, o que sinalizaria a ausência de uma fundamentação teórica mais consistente; e (ii) testes econométricos preliminares sobre a relação entre prêmio de risco Brasil e o grau de conversibilidade da conta de capital, tal como medido pelo índice proposto por Cardoso e Goldfajn (1998), mostram que o nível de conversibilidade da conta de capitais não tem nenhum impacto *estatisticamente significativo* sobre o prêmio de risco.

A proposta de Arida e Bacha foi ressuscitada, pelos autores com novos argumentos, no início de 2004, em um documento de circulação restrita que foi escrito por Arida, Bacha e Lara Resende (2003) e em um 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 a mudanças no “humor” dos mercados financeiros internacionais – poderiam ser combatidos com políticas como a compra de reservas em moeda estrangeira por parte do Banco Central. No segundo artigo, Arida detalha suas críticas à possibilidade de introdução de controles de capital no Brasil, que segundo ele agrava os desajustes no mercado de câmbio, com efeitos negativos tanto para a gestão macroeconômica, quanto para o próprio crescimento do país.²

Nesse contexto, o presente capítulo tem por objetivo avaliar empiricamente a tese de que a plena conversibilidade da conta de capitais poderia atuar no sentido de reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, reduzir a taxa de juros doméstica e estimular o crescimento econômico.

Para tanto, apresentamos inicialmente um modelo de vetores auto-regressivos com o objetivo de avaliar a relação entre controles de capitais, taxa de câmbio e taxa de juros. Nesse contexto, utiliza-se o índice de controles de capitais desenvolvido por Cardoso e Goldfajn (1998) para medir o nível dos controles de capitais na economia brasileira. Os resultados do modelo VAR mostram que (i) a taxa de juros responde negativamente aos controles de capitais, ou seja, um aumento nesses controles gera uma *redução da*

² Para uma crítica mais ampla à proposta de conversibilidade plena da conta de capital no Brasil feita por Arida, ver Ferrari Filho *et al.* (2005).

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

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

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

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

Entretanto, a crescente liberalização da conta de capital implementada durante a década de 1990 foi marcante para a economia brasileira. O retorno do fluxo de capitais para as economias emergentes refletiu uma maior integração financeira do mercado mundial, aliada a um amplo processo de desregulamentação do sistema financeiro. A captação dos fluxos de capitais justificava-se pelos benefícios teóricos desses fluxos para a performance macroeconômica de um país, mas embora as evidências empíricas mostrem que tais fluxos poderiam trazer sérios problemas para as contas externas.³

³ Para um aprofundamento desta questão, ver Paula *et al.* (2003).

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

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

Conforme Cardoso e Goldfajn (1998), há duas medidas de controle de capital, definidas como combinações lineares de mudanças nas restrições sobre fluxos de saída e fluxos de entrada de capitais:⁴

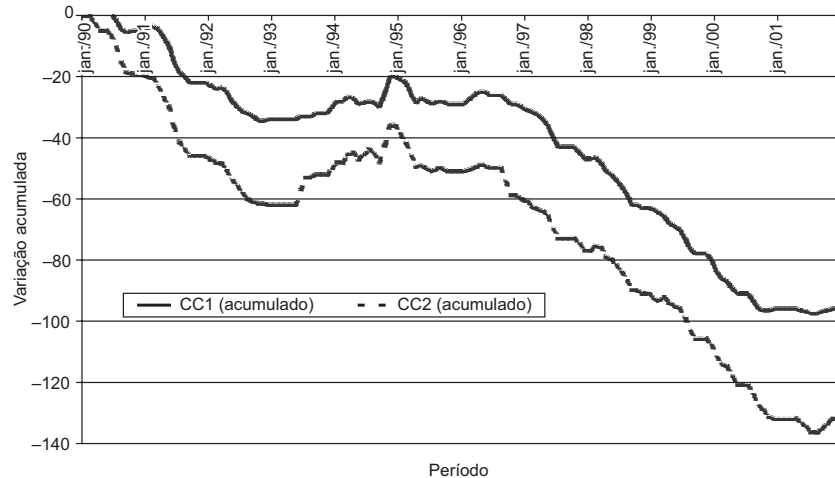
$$\Delta CC_1 = \Delta RI - 0,5 \cdot \Delta RO \quad (1)$$

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

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

Analisando-se a evolução dos dois indicadores acima em 1990/2001 na Figura 5.1, pode-se observar que houve – como tendência geral – uma gradual e crescente abertura da conta de capital da economia brasileira no pe-

⁴ Ambos os indicadores, ΔCC_1 e ΔCC_2 , permitem respostas contrárias nos fluxos de entrada e saída de capitais à mudança em ΔRO ao estabelecer um peso neste de 0,5: a primeira medida assume que restrições sobre saída de capitais têm um impacto maior sobre a saída do que sobre a entrada de capitais, enquanto a segunda medida assume que o impacto sobre os fluxos de entrada das restrições sobre saída de capitais domina os efeitos dessas restrições sobre os fluxos de saída.



Fonte: Elaborado a partir de Soihet (2002).

Figura 5.1 Índice de controle de capitais: 1990-2001.

ríodo, confirmando os achados de Cardoso e Goldfajn (1998), Soihet (2002) e Oreiro, Paula e Silva (2004).

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

*(...) aprimorar a qualidade dos fluxos de capitais para o Brasil, procurando mudar sua composição de curto para longo prazo, seja através da restrição ou impedimento de investimentos em certos ativos, aumentando o imposto sobre a entrada de certos tipos de capitais de portfólio, seja usando outras medidas para aumentar a maturidade dos investimentos permitidos no Brasil. Restrições foram impostas sobre volume e maturidade do crédito à exportação, que tem sido um canal para driblar as restrições sobre fluxos de entrada de capitais. Fluxos de saída foram totalmente liberalizados (Ariyoshi *et al.*, 2000, p. 45-46).*

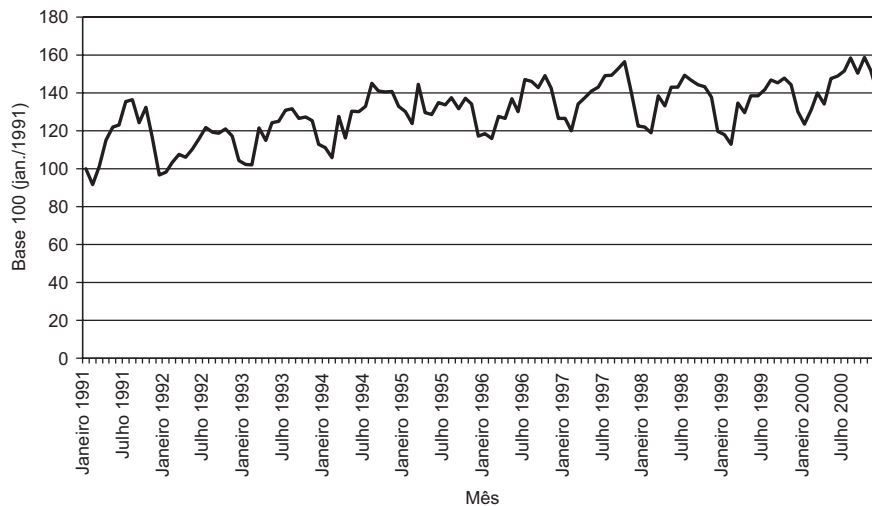
Contudo, ao longo dos primeiros anos da década de 1990, a eficiência das medidas restritivas sobre o fluxo de capitais no Brasil foi limitada. Nas palavras de Ariyoshi *et al.* (2000, p. 46):

A principal lição da experiência brasileira parece ser que a efetividade dos controles de capitais pode ser limitada por um ambiente onde a sofisticação dos mercados financeiros reduz o custo de 'driblar' os controles em relação aos incentivos para tanto. A longo prazo, as tentativas repetidas das autoridades de restringir os fluxos de entrada de capitais não foi bem-sucedida, uma vez que o capital continuou a encontrar formas de entrar na economia, particularmente na perspectiva dos persistentes incentivos dados pelo diferencial de taxas de juros que permaneceu alto na ausência de um ajuste fiscal.

Para avaliar o comportamento das medidas incidentes sobre o fluxo de capitais ao longo da década de 1990, divide-se a análise da seguinte forma (Soihet, 2002, Seção 3.2): entre janeiro de 1990 e julho de 1994, a maioria das medidas relacionadas a controle de capitais foi liberalizante; no período de agosto de 1994 a dezembro de 1996, houve um misto de medidas liberalizantes com medidas restritivas; a partir de 1997, percebeu-se um claro predomínio de medidas liberalizantes.

De fato, como se pode perceber com base na Figura 5.1, o caráter endógeno dos controles de capitais parece bastante evidente, sendo que, em particular, a partir de 1997, em função das sucessivas pressões especulativas sobre o *real*, houve um nítido incentivo por parte do governo a favorecer a entrada e manutenção do capital no país. A experiência recente da economia brasileira mostrou que o país caminhou para uma liberalização crescente da conta de capital, sem que houvesse uma tendência de melhora no desempenho macroeconômico.

Como já destacado, houve, desde o início dos anos 90, uma crescente liberalização da conta de capital no Brasil. Com efeito, segundo Oreiro, Paula e Silva (2004), esse processo foi acompanhado por um aumento da variação da taxa de câmbio e da taxa de juros, o que resultou no comprometimento do desempenho macroeconômico da economia brasileira, principalmente no período pós-Plano Real. O comportamento do produto industrial ao longo da década de 1990 mostra uma tendência crescente, mas oscilou significativamente (ver Figura 5.2).



Fonte: IBGE.

Figura 5.2 Produção física industrial no Brasil na década de 1990.

Para efeito do exercício econométrico, com intuito de observar, entre outras coisas, o impacto dos controles de capitais sobre a taxa de câmbio e a taxa de juros, utiliza-se a metodologia Vetores Auto-Regressivos (VAR). Essa metodologia é útil por possibilitar a análise das relações dinâmicas entre variáveis endógenas, sem definir *a priori* a ordem de determinação e causalidade.

A discussão do modelo de Vetores Auto-Regressivos foi introduzida por Christopher Sims (1980), em seu trabalho seminal intitulado “*Macroeconomics and Reality*”. Uma das principais contribuições do trabalho de Sims (1980), entre outras coisas, foi tornar os modelos de equações simultâneas capazes de analisar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir de “choques” que provocam ciclos na economia, isto é, esses modelos foram capazes de analisar a importância relativa de cada “surpresa” (ou inovações) sobre as variáveis do sistema macroeconômico. Esta é a abordagem empírica que possibilita um maior entendimento de como as variáveis macroeconômicas respondem a esses “choques” simultaneamente.⁵

⁵ Maia (2001, p. 2-3).

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

O exercício a ser realizado tem por objetivo estimar um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) de forma a analisar a influência da liberalização sobre as variáveis macroeconômicas-chave do Brasil, e vice-versa, no período de julho/1994 a dezembro/2001. Para tanto, selecionamos dados mensais no período em consideração das seguintes variáveis: Índice de Controle de Capitais, da Taxa Básica de Juros e da Taxa de Câmbio.⁶

Inicialmente, foram realizados os testes de ADF para detectar a estacionariedade ou não das séries temporais. Observe que nenhuma das variáveis apresentou estacionariedade em nível, dessa forma, foram diferenciadas e mostraram-se integradas de 1ª ordem, conforme a Tabela 5.1.

Tabela 5.1 Teste de raiz unitária – ADF

| Discriminação | Defasagens | Constante | Tendência | ADF | DW | Nº Observações | 1% Critical Value | 5% Critical Value |
|------------------------|------------|-----------|-----------|---------|------|----------------|-------------------|-------------------|
| TxCâmbio | 2 | sim | sim | -2,25 | 1,96 | 87 | -4,07 | -3,46 |
| DTxcâmbio | 1 | não | não | -7,86* | 1,96 | 87 | -2,59 | -1,94 |
| ICC _{1t} | 11 | sim | sim | -2,81 | 2,00 | 78 | -4,08 | -3,47 |
| DICC1 | 2 | não | não | -3,12* | 1,99 | 86 | -2,59 | -1,94 |
| JuroSelic _t | 2 | sim | não | -2,14 | 1,96 | 77 | -3,50 | -2,90 |
| Djuroselic | 0 | não | não | -15,29* | 2,19 | 88 | -2,59 | -1,94 |

Nota: * e indicam significância aos níveis de 1% e 5% respectivamente. “D” indica a primeira diferencial da variável.

Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula de raiz unitária foram gerados no aplicativo econométrico Eviews 3.1.

onde ICC_{1t} mostra o Índice de Controle de Capitais, calculado pelos autores a partir de Soihet (2002); $JuroSelic_t$ é a taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada – Banco Central do Brasil; $Txcambio_t$ é a taxa de câmbio comercial para venda (média) – Banco Central do Brasil.

Para selecionar o melhor modelo VAR para as quatro variáveis, toma-se como base o Critério de Schwarz (CS). Essa estatística é útil para determi-

⁶ O período de análise foi escolhido pela disponibilidade de dados.

nar o número de defasagens a incluir no VAR, já que leva em consideração a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e o número de estimadores do parâmetro. Portanto, quanto menor o valor do SC, melhor será o modelo.⁷ Dessa forma, a Tabela 5.2 indica que o melhor modelo é aquele com uma defasagem que toma como referência principal o Critério de Schwarz.

Tabela 5.2 Seleção do modelo para o VAR

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

As variáveis utilizadas na análise foram: Índice de Controle de Capitais, Taxa Básica de Juros e Taxa de Câmbio Comercial. Amostra corresponde a julho/1994 - dezembro/2001.

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

A Tabela 5.3 nos mostra que a taxa de câmbio determinou, no período considerado, a taxa de juros, o que é razoável se pensarmos que as taxas de juros foram utilizadas, em um primeiro momento, para atenuar as crises internacionais/cambiais e, após 1999, a taxa de juros passou a ser utilizada para combater a inflação (regime de metas de inflação).

⁷ O Critério de Schwarz minimiza os erros de forma logarítmica e o critério de informação de Akaike, de forma linear.

Tabela 5.3 Causalidade de Granger

| Discriminação | DICC ¹ | DSELIC | DTXCAMBIO |
|-------------------|-------------------|---------|-----------|
| DICC ¹ | – | 0.19785 | 0.97573 |
| DSELIC | 0.29862 | – | 0.48680 |
| DTXCAMBIO | 0.46433 | 0.06430 | – |

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

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

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

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

Uma alteração em ε_1 tem um efeito imediato de um para um em y_{1t} , mas não tem efeito em y_{2t} . No período seguinte, essa alteração em y_{1t} afeta $y_{1,t+1}$ através da primeira equação, mas também afeta $y_{2,t+1}$ por meio da segunda equação. Esses efeitos em cadeia se repercutem no tempo. Esse vetor estabelece um choque de um desvio-padrão na primeira equação, mantendo todos os outros choques constantes.

As respostas a um impulso de um desvio-padrão no ICC estão representadas na Figura 5.3. Em suma, os resultados mostram que a taxa básica de juros (Selic) responde negativamente a um impulso no ICC e, portanto, um aumento nos controles de capitais pode diminuir a variação na taxa de juros no curto prazo. A idéia evidenciada é a de que os controles podem ajudar as autoridades monetárias a reduzir a taxa de juros sem que haja uma fuga maciça de capitais do país. Observou-se, também, que a taxa de câmbio não respondeu a um choque no ICC, contrariando a tese de Arida (2004) de que as medidas restritivas sobre o fluxo de capitais causariam um desajuste no mercado cambial, podendo até precipitar um ataque especulativo.

Em suma, pode-se afirmar, a princípio, que o Índice de Controle de Capitais (ICC) influencia as variações na taxa de câmbio e na taxa de juros. Portanto, caso as autoridades monetárias intensificassem o uso dos controles de capitais no Brasil, tanto a taxa de câmbio quanto a taxa de juros do-

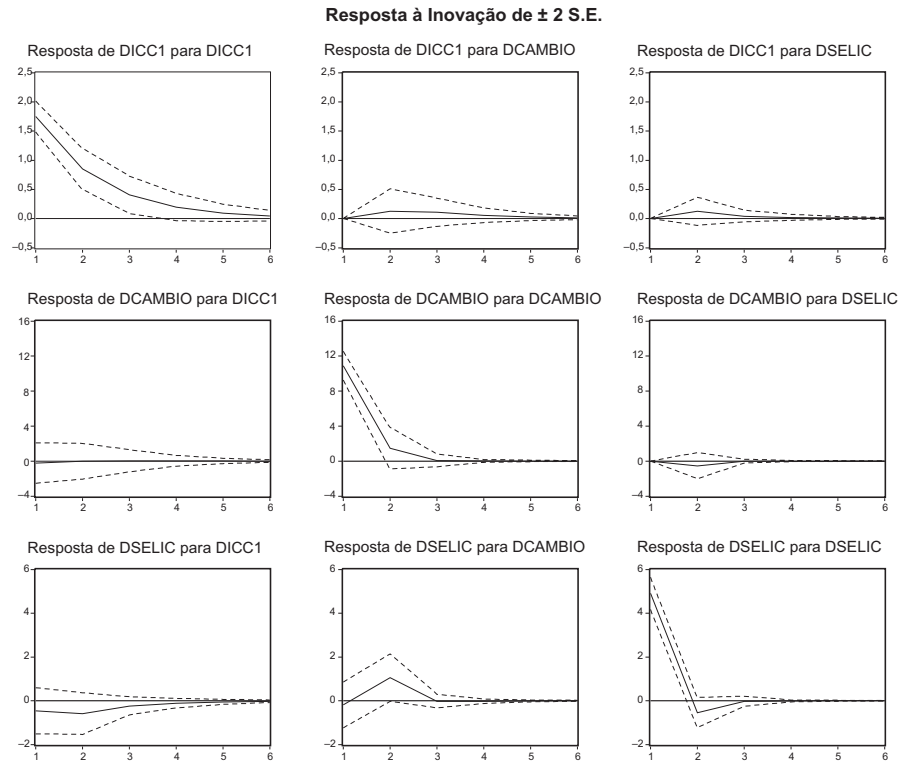


Figura 5.3 Funções impulso-resposta ($DICC_t$, $DSELIC_t$, $DTXCAMBIO_t$).⁸

méstica poderiam ficar mais estáveis. Dessa forma, uma redução do grau de conversibilidade da conta de capital no Brasil, não a sua plena conversibilidade, seria a política econômica adequada com vistas a um aumento da performance macroeconômica da economia brasileira.

⁸ Convém lembrar que a ordem das variáveis foi desconsiderada por não afetar os resultados encontrados.

5.4 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),⁹ nesta seção, incorporaremos a conversibilidade da conta de capital¹⁰ 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 primária foi a chamada “*Penn World Tables*”,¹¹ um trabalho desenvolvido por Alan Heston e Robert Summers e as variáveis explicativas utilizadas no modelo foram:

- **PIB *per capita*:** aplicou-se o logaritmo natural com o intuito de atenuar os problemas de escala decorrentes da grande discrepância do produto *per capita* entre os países do mundo. O coeficiente captaria a velocidade de convergência condicional.¹²

⁹ O objetivo desse exercício econométrico é observar a relação entre conversibilidade da conta de capitais e crescimento da renda *per capita*. Dessa forma, não pretendemos reproduzir integralmente a metodologia adotada por Barro e Sala-i-Martin, mas apenas utilizá-la como referencial teórico.

¹⁰ Trata-se de uma variável *dummy*: 1 (se o país possui conversibilidade parcial da conta de capital) e 0 (se o país possui controles aos fluxos de capitais). Os dados foram coletados do documento editado anualmente pelo FMI e intitulado “*Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*”. Verificamos neste documento, para cada país da amostra, o campo “E.2. *restrictions on payments for capital transactions*”. A partir de 1997, as informações sobre controles de capitais foram desmembradas em dez subitens, indicando, por exemplo, a existência de controles nos mercados de ações e sobre investimento direto. Dessa forma, consideramos a não-existência de controles de capitais caso um país apresentasse restrições em menos de quatro subitens e a existência de controles em caso de cinco ou mais restrições. Ressaltamos que tal metodologia parece não ter criado uma quebra estrutural na série de tempo, uma vez que não houve súbitas mudanças na série entre 1996 e 1997.

¹¹ 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.

¹² Segundo Barro e Sala-i-Martin (1995, p. 431), “a convergência é condicional uma vez que ela prediz um crescimento maior em resposta a um baixo PIB *per capita* inicial somente se outras variáveis explanatórias são mantidas constantes.”

- **Anos de escolaridade:** esta variável, juntamente com a expectativa de vida, pretende captar o chamado capital humano.
- **Expectativa de vida:** esta 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.
- **Interação entre PIB e capital humano:** nos modelos de crescimento endógeno com dois setores (tal qual Uzawa-Lucas),¹³ o efeito do capital humano sobre o crescimento é assumido como 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.
- **Gastos públicos com educação:** trata-se da razão entre os gastos nominais do governo com educação e o PIB.
- **Taxa de investimento:** trata-se de uma razão entre o investimento doméstico bruto (tanto o público como privado) e o PIB real.
- **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.
- **Prêmio nos “mercados negros” de câmbio:** esta variável foi desenvolvida pelo “*International Currency Analysis*” e serviria como uma *proxy* para as distorções do governo nos mercados financeiros.
- **Instabilidade política:** esta 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 ano e dos assassinatos políticos por milhões de habitantes.
- **Termos de troca:** trata-se da taxa anual de crescimento dos termos de troca.¹⁴

¹³ Ver Barro e Sala-i-Martin (1995, Capítulo 5).

¹⁴ Os termos de troca referem-se à capacidade de importação de bens e serviços subtraída da capacidade de exportação, em preços constantes.

No presente estudo, selecionou-se uma amostra¹⁵ de 74 países para o período de 1985 a 1999 a partir da base de dados do Banco Mundial (*World Development Indicators*, 2001). Na Tabela 5.4, são apresentados os resultados do painel envolvendo as seguintes variáveis explicativas:

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

¹⁵ A indisponibilidade integral de uma série, por exemplo, os gastos públicos com educação e a variação dos termos de troca 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.

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

Uma das vantagens da estimação com dados em painel é que a metodologia leva em consideração a heterogeneidade individual. Assim, os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadas dos países. Essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo. Por outro lado, os dados em painel proporcionam uma quantidade maior 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_i) distintos para cada país.¹⁶ Tais efeitos fixos são calculados por meio da subtração das médias de cada uma das variáveis, utilizando os dados transformados para estimar os mínimos quadrados ordinários:

$$y_i - \bar{y} = \alpha_i + (x_i - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon}_i), \text{ onde}$$

$$\bar{y}_i = \sum_t y_{it} / T, \bar{x}_i = \sum_t x_{it} / T, \bar{\varepsilon}_i = \sum_t \varepsilon_{it} / T \text{ e } T \text{ é o número de períodos observados (Marques, 2000; Manual do Eviews, 2002).}$$

Ao estimarmos o modelo a partir dos dados em nível, nos deparamos com um problema de autocorrelação entre os países, revelado pela estatística Durbin-Watson. Para contornar tal situação, fizemos uso do procedimento da quase diferença,¹⁷ que consiste em utilizar o modelo abaixo:

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

onde ρ é o coeficiente de autocorrelação, obtido a partir de um processo AR(1), $\varepsilon_{it} - \rho \varepsilon_{i,t-1} + v_{it}$. Com isso, obtivemos o resultado expresso na Tabela 5.4:

¹⁶“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_i , que é específico a cada indivíduo, mantendo-se a hipótese da homogeneidade das observações” (Marques, 2000, p. 6).

¹⁷ Veja Greene (2003, p. 317).

Tabela 5.4 Variável dependente: taxa anual de crescimento da renda per capita (em US\$ constantes de 1995). Dados em painel (1985–1999)

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

* Modelo para dados em nível.

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

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

Ao estendermos a quantidade de países e o período da análise e empregando a mesma metodologia previamente utilizada, a partir de Barro

e Sala-i-Martin (1995), obtivemos resultados, na Tabela 5.4, que não corroboraram a conclusão anterior, visto que o coeficiente relativo à conversibilidade demonstrou-se estatisticamente não significativo e próximo de 0. Poderíamos inferir que a relação entre conversibilidade da conta de capital e crescimento econômico seria positiva para alguns países e negativa para outros. Contudo, ao seccionarmos a amostra em dois grupos, entre países-membros da OCDE e não-membros da OCDE, os resultados permaneceram *inconclusivos*.¹⁸ No caso dos países-não-membros da OCDE, o coeficiente apresentou um sinal ligeiramente negativo, mas não significativo estatisticamente (p-valor: 0,956). Outras variáveis utilizadas na regressão também apresentaram coeficientes não significativos (a 5% ou 10%) e, ainda uma variabilidade de sinais entre as regressões,¹⁹ como ocorreu, por exemplo, com o logaritmo da expectativa de vida (LNEV).

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

5.4 CONCLUSÕES

A análise feita neste capítulo indica a não-desejabilidade de se adotar a proposta de plena conversibilidade da conta de capital no Brasil.

De fato, os resultados obtidos ao longo do presente trabalho rejeitam a tese defendida por Arida e Bacha de que os controles de capitais poderiam

¹⁸ Não há um consenso na literatura empírica sobre a relação entre diferentes regimes da conta de capital e a performance macroeconômica. Dentre os principais motivos estão as diferentes metodologias para o cálculo da liberalização, o tamanho e a heterogeneidade da amostra. Entre os autores que apontam para uma relação positiva entre liberalização da conta de capitais e crescimento econômico estão Quinn (1997), Edwards (2001), Eichengreen e Lebrang (2002), e Tornell, Westermann e Martinez (2004). Ainda assim, com ressalvas: a liberalização pode ser benéfica somente a economias industrializadas e países emergentes mais ricos, e, ainda, haveria evidências de que controles de capitais são importantes em momentos de instabilidade financeira. Há, ainda, autores como Rodrik (1998) e Prasad *et al.* (2003) que não encontraram qualquer relação significativa entre liberalização da conta de capital e desempenho macroeconômico no longo prazo.

¹⁹ Levine e Renelt (1992) criticam as regressões de crescimento econômico, apontando a falta de robustez de algumas variáveis devido à sensibilidade dos coeficientes ao tamanho da amostra (países e períodos selecionados).

atuar no sentido de desajustar o mercado cambial, aumentar a taxa de juros e comprometer a performance macroeconômica das economias, inclusive a brasileira. Em suma, os exercícios mostraram que: (i) os controles de capitais podem atenuar a volatilidade da taxa de câmbio e reduzir a taxa de juros; e (ii) a regressão utilizando dados em painel para uma amostra de 74 países no período (1985-1999) mostrou que a plena conversibilidade da conta de capital não foi significativa na determinação do nível de renda *per capita* dos países que a adotaram.

Os testes econométricos feitos no presente capítulo, ainda são preliminares. A análise realizada na Seção 5.3, para um período de 14 anos (1985-1999), indicou uma rejeição da hipótese da relação entre a conversibilidade da conta de capital e o crescimento da renda *per capita*. Para uma análise mais consistente, deve-se, contudo, trabalhar com uma amostra maior do que a utilizada no presente trabalho. Em estudos futuros, pretende-se ampliar o período de análise, através da coleta de mais informações relativas à conversibilidade da conta de capital.

REFERÊNCIAS

- Arida, P. "Ainda a conversibilidade". *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, p. 135-142, 2003a.
- _____. "Por uma moeda plenamente conversível". *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, p. 151-154, 2003b.
- _____. "Aspectos macroeconômicos da conversibilidade: uma discussão do caso brasileiro", mimeo, 2004.
- _____. Bacha, E.; Lara-Resende, A. "High Interest Rates in Brazil: Conjectures on the Jurisdictional Uncertainty", mimeo, 2003.
- Bacha, E. "Reflexões pós-cepalinas sobre inflação e crise externa". *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 3, p. 143-150, 2003.
- Banco Central do Brasil (BCB). Relatório Anual. Brasília, vários anos.
- Banco Mundial. *World Development Indicators*, 2001.
- Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. *Economic Growth*. Princeton: McGraw-Hill, 1995.
- Beluzzo, L.G.; Carneiro, R. "O mito da conversibilidade". *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 2, p. 218-222, 2004.
- Calvo, G.; Mendoza, E. G. "Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets". *Journal of International Economics*, v. 51, p. 79-113, 2000.
- Cardoso, E. "Fluxos de capitais para América Latina na década de 90". In: Fontes, R.; Arbex M. (Orgs.). *Economia Aberta*. Viçosa: UFV, 2000.
- _____. Goldfajn, I. "Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls". *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 1, p. 161-202, 1998.

- Castellar, P.V. *A Política Cambial Brasileira: o caráter endógeno dos controles de capitais de curto prazo no Brasil (1994-1999)*. Dissertação de Mestrado, IE-UFRJ, 2001. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/Mgarcia/Papers/RiscoBrasilPPE0107192> PDF. Acessado em: 19/4/2004.
- Edwards, S. "Capital Mobility and performance: are emerging economies different?". *National Bureau of Economic Research, Working Paper Series, WP* n. 8.076, 2001.
- Eichengreen, B., Legland, D. "Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right?". *NBER Working Paper Series*, n. 9.427, 2002.
- Ferrari Filho, F.; Jayme, F.G.; Lima, G.T.; Oreiro, J.L.; Paula, L.F. "Uma avaliação crítica a proposta de conversibilidade plena do real". *Revista de Economia Política*, v. 25, n. 1, p. 133-151, 2005.
- Fundo Monetário Internacional (FMI). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*, vários anos.
- Greene, W. *Econometric Analysis*. 5. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2003.
- Johnston, J.; Dinardo, J. *Métodos econométricos*. 4. ed. São Paulo: McGraw-Hill, 2000.
- Levine, R.; Renelt, D. "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions". *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 942-963, 1992.
- Maia, S. F. "Modelos de Vetores Auto-regressivos (VAR): uma Introdução". *Texto para Discussão*. Maringá: Universidade Estadual de Maringá, n. 60. 2001.
- Mankiw, N.G.; Romer, D.; Weil, D. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics* v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- Manual do Eviews. "EViews 4 User's Guide", 2002. Disponível em: <http://www.eviews.com/eviews4/eviews4/EViews41PDF.zip> Acessado em: 22/4/2004
- Marques, L.D. Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: revisão de literatura, 2000. Disponível em <http://www.fep.up.pt/investigacao/workingpapers/wp100> PDF. Acessado em: 19/4/2004.
- Ono, F.; Silva, G.J.; Oreiro, J.; Paula, L. "Conversibilidade da conta de capitais e seus desdobramentos: evidências a partir da experiência recente da economia brasileira e mundial". In: *Anais da VII Encontro de Economia da Região Sul*, p. 197-218, 2004.
- _____. Silva, G.J.; Oreiro, J.; Paula, L. "Conversibilidade da conta de capital, taxa de juros e crescimento econômico". *Revista de Economia Contemporânea*, v. 9, n. 2, p. 232-261, 2005.
- Oreiro, J. L.; Paula, L. F.; Silva, G.J. "Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha". *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 2, p. 223-237, 2004.
- Paula, L. F.; Oreiro, J. L.; Silva, G.J. "Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política". In Sicsú, J.; Oreiro, J. L.; Paula, L.F. (Org.). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri/SP: Editora Manole, 2003.

- Prasad, E.; Rogoff, K.; Wei, S.; Kose, M. *Effects of financial globalization on development countries: some empirical evidence*, mimeo (www.imf.org), 2003.
- Quinn, D. "The Correlates of Change in International Financial Regulations". *American Political Science Review*, v. 91, n. 3, 1997.
- Rodrik, D. "Who need Capital Account Convertibility?". *Princeton Essays in International Finance, International Finance Section*, n. 207, 1998.
- Romer, D. *Advanced Macroeconomics*. Princeton: McGraw-Hill, 1996.
- Sims, C. "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.
- Soihet, E. *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, 2002.
- Tornel, A.; Westermann, F.; Martinez, L. "The Positive Link Between Financial Liberalization Growth and Crises". *National Bureau of Economic Research, Working Paper Series*, WP n. 10.293, 2004.