



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

Trabalhos para Discussão

89

**O Mercado de *Hedge* Cambial no Brasil: Reação das Instituições Financeiras a Intervenções do Banco Central**

*Fernando N. de Oliveira*  
Novembro, 2004

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 89	nov	2004	P. 1-36
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

# *Trabalhos para Discussão*

Editado por:

**Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)**

(E-mail: [workingpaper@bcb.gov.br](mailto:workingpaper@bcb.gov.br))

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 89.

Autorizado por Afonso Sant'Anna Bevilaqua (Diretor de Política Econômica).

**Controle Geral de Publicações**

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Dimep

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – M1

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414-3710 e 414-3567

Fax: (61) 414-3626

E-mail: [editor@bcb.gov.br](mailto:editor@bcb.gov.br)

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

*The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

**Central de Informações do Banco Central do Brasil**

Endereço: Secre/Surel/Diate  
Edifício-Sede – 2° ss  
SBS – Quadra 3 – Zona Central  
70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406

DDG: 0800 99 2345

Fax: (61) 321-9453

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

E-mails: [cap.secre@bcb.gov.br](mailto:cap.secre@bcb.gov.br)  
[dinfo.secre@bcb.gov.br](mailto:dinfo.secre@bcb.gov.br)

# O Mercado de *Hedge* Cambial no Brasil: Reação das Instituições Financeiras a Intervenções do Banco Central

Fernando N. de Oliveira \*

## Resumo

Entre 1999 e 2002, o Banco Central do Brasil vendeu montantes expressivos de *swaps* cambiais e títulos públicos indexados ao dólar, que serviram como *hedge* cambial para o setor privado. Este artigo mostra que nos períodos de crise cambial (primeiro semestre de 1999 e segundo semestre de 2002), o Banco Central aumentou a oferta de *hedge*, mas este aumento foi absorvido pelas instituições financeiras para reduzir suas exposições cambiais. Aumentos da oferta de *hedge* pelo Banco Central foram repassados para as empresas não financeiras apenas nos períodos sem crises cambiais.

Palavras-chave: Intervenções do Banco Central, *Swaps* Cambiais,  
Taxa de Câmbio Nominal

Classificação JEL: G18, G28

---

\* Banco Central do Brasil, Departamento de Estudos e Pesquisas.  
*E-mail*: fernando.nascimento@bcb.gov.br

## 1. Introdução

Uma das funções dos Bancos Centrais é administrar as reservas cambiais do país, intervindo nos mercados de câmbio quando a política cambial do governo exigir. Em tais intervenções, o instrumento clássico é a compra ou venda de moeda estrangeira no mercado à vista. Nas últimas duas décadas, entretanto, as intervenções via derivativos de câmbio, em particular, a venda de títulos da dívida pública indexados ao dólar, têm sido cada vez mais frequentes em países emergentes, como o Brasil e México entre outros.

Mishkin (2001) e Blejer e Schumaker (1997) dão uma explicação para a crescente atuação de Bancos Centrais nos mercados de derivativos de câmbio. Tais derivativos implicam uma posição vendida em dólar pelo Banco Central e uma posição comprada em dólar pelo setor privado. Estes derivativos são majoritariamente adquiridos por instituições financeiras que os usam como lastros para ofertar proteção contra desvalorização cambial (*hedge*) ao setor produtivo. Mishkin, Blejer e Schumaker argumentam que, sem a oferta de derivativos de câmbio do Banco Central, o mercado de *hedge* desabaria nos períodos de crise cambial e o setor produtivo do país ficaria exposto a uma volatilidade de câmbio que, na melhor das hipóteses, aumentaria o custo de capital das firmas e, na pior das hipóteses, geraria um ciclo destrutivo de falências.<sup>1</sup>

Os argumentos de Mishkin (2001) e Blejer e Schumaker (1997) sugerem que as instituições financeiras são meras repassadoras de risco. Essas, entretanto, não trabalham necessariamente com operações casadas entre ativos e passivos, nem no que diz respeito ao prazo nem no que diz respeito à moeda. É possível, portanto, que as instituições financeiras optem por vender *hedge* cambial sem uma transação em contrapartida que anule seu risco.

Sob essa visão, não é óbvio que um aumento da oferta de *hedge* pelo Banco Central seja repassado para o setor produtivo. Em épocas de alto risco cambial, um aumento da oferta de *hedge* pode, em princípio, ser inteiramente absorvido pelas instituições financeiras, fazendo com que a intervenção do Banco Central não atinja o setor real da economia, contrariamente aos argumentos de Mishkin (2001) e Blejer e

---

<sup>1</sup> Eicheengreene e Haussman (1999), Eicheengreene e Haussman (2003) e Olivier (2002) discutem as razões pelas quais agentes privados de países emergentes são levados a tomar empréstimos em moeda externa, o que os torna mais vulneráveis a choques externos.

Schumaker (1997). O impacto das intervenções do Banco Central no mercado de *hedge* cambial é, portanto, uma pergunta ainda em aberto.

Neste trabalho, buscaremos responder essa pergunta por meio de um banco de dados original constituído de 74.000 contratos de *swaps* cambiais fechados entre 1318 empresas e 43 instituições financeiras com operações no Brasil entre 1999 e 2003. Este banco de dados foi obtido a partir de informações sigilosas solicitadas pelo Banco Central do Brasil a instituições financeiras autorizadas a operar no mercado de derivativos de câmbio. O *swap* cambial é destacadamente o principal instrumento de derivativo de câmbio utilizado pelas empresas brasileiras, conforme dados disponíveis na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e na Central de Títulos Públicos Privados (Cetip). Logo, esse banco de dados é o mais representativo da demanda de derivativos de câmbio de empresas brasileiras, permitindo assim que documentemos as reações das instituições financeiras às intervenções do Banco Central, tanto do ponto de vista de suas exposições cambiais quanto da dos seus clientes.

Analisaremos duas hipóteses. A primeira é que, em épocas de crise cambial, aumentos da oferta de *hedge* cambial pelo Banco Central são absorvidos pelas instituições financeiras para diminuir exposições cambiais geradas anteriores às crises, quando as instituições ofertam *hedge* ao setor produtivo em excesso à oferta do Banco Central. A hipótese alternativa é que pelo menos parte desta oferta de *hedge* cambial do Banco Central é repassada ao setor produtivo, como argumentam Mishkin (2001) e Blejer e Schumaker (1997).

Mostraremos que as intervenções do Banco Central no mercado de *hedge* e a reação das instituições financeiras a essas intervenções variam com a volatilidade da taxa de câmbio nominal. Nos períodos de alta volatilidade, como, por exemplo, na mudança do regime cambial primeiro semestre de 1999 e na eleição presidencial no segundo semestre de 2002, o Banco Central do Brasil aumentou consideravelmente sua oferta de derivativos de câmbio, mas tal aumento foi absorvido pelas instituições financeiras para diminuir suas exposições cambiais. Em contraste, parte da oferta de *hedge* cambial do Banco Central foi repassada para o setor real da economia no período entre crises cambiais.

Mais precisamente, o número médio de intervenções do Banco Central no mercado de *hedge* cambial subiu de uma média de 28 por semestre no período de baixa volatilidade do câmbio nominal (julho de 1999 a abril de 2002) para uma média de 34

por semestre nos períodos de alta volatilidade (primeiro semestre de 1999 e segundo semestre de 2002). O aumento da frequência de intervenções foi seguido por um substancial crescimento na magnitude das mesmas, que passaram de uma média de US\$5,33 milhões no período de baixa volatilidade para uma média de US\$30,73 milhões no período de alta volatilidade, ou seja, um aumento de cerca 576%.

Por outro lado, a média diária do percentual do estoque de posições compradas em câmbio das instituições financeiras em relação às posições vendidas sobe de 18% no período de baixa volatilidade para 29% no período de alta volatilidade. Isto é, no período de alta volatilidade do câmbio, o aumento do *hedge* cambial é inteiramente absorvido pelas instituições financeiras para reduzir posições vendidas em dólar formadas nos períodos anteriores à crise.

Este comportamento das instituições financeiras também é observado quando analisamos o impacto da oferta de *hedge* do Banco Central controlando as variações do cupom cambial, as variações do índice Ibovespa e as variações da taxa de depósitos interfinanceiros (CDI). Adicionalmente, nossas regressões mostram que o padrão de reação das instituições financeiras se mantém, independentemente de sua origem de capital (nacionais ou estrangeiras), do tamanho da instituição (montante dos ativos), da atuação das instituições financeiras no mercado de câmbio (*dealers* ou não-*dealers*) e dos setores de atuação dos compradores dos *swaps* vendidos pelas instituições financeiras (*tradeables* ou não).

A conclusão principal do artigo, portanto, é que, em épocas de crise cambial, a oferta de *hedge* cambial do Banco Central é absorvida pelas instituições financeiras. Essas se aproveitam das intervenções do Banco Central para diminuir suas exposições cambiais, mas as intervenções não parecem ser eficazes em diminuir o impacto das crises sobre o setor produtivo. Segue que as justificativas mais plausíveis para as intervenções do Banco Central nos períodos de crise cambial devem estar relacionadas com possíveis efeitos indiretos, por exemplo, a redução do risco sistêmico do mercado financeiro ou a redução da volatilidade da taxa de câmbio nominal.

A organização do restante do artigo é a seguinte. A seção 2 descreve os dados, fazendo uma primeira passagem nos mesmos por meio de uma análise univariada. A seção 3 mostra as análises empíricas para dados da oferta agregada de *swaps* cambiais. A seção 4 analisa os dados ao nível de grupos de instituições e a seção 5 apresenta as conclusões do trabalho.

## 2. Os Dados

Neste trabalho, queremos estimar o impacto sobre o mercado privado de *hedge* cambial de mudanças na oferta líquida do Banco Central de ativos financeiros indexados ao dólar. O período amostral começa com a mudança do regime cambial em janeiro de 1999 e termina em dezembro de 2002. Entre janeiro de 1999 e dezembro de 2002, o país sofreu duas graves crises cambiais (primeiro semestre de 1999 e segundo semestre de 2002) que, como esperado, estão associadas a uma alta volatilidade da taxa de câmbio: a média do desvio padrão da variação da taxa de câmbio nominal nos dois períodos de crise é 5,0%, enquanto que a média deste desvio padrão entre julho de 1999 e abril de 2002 é 1,8%.

Em nossa análise, portanto, dividiremos o período amostral em três períodos. Os dois períodos de crises cambiais (primeiro semestre de 1999 e segundo semestre de 2002) e o período entre crises, de julho de 1999 a abril de 2002.

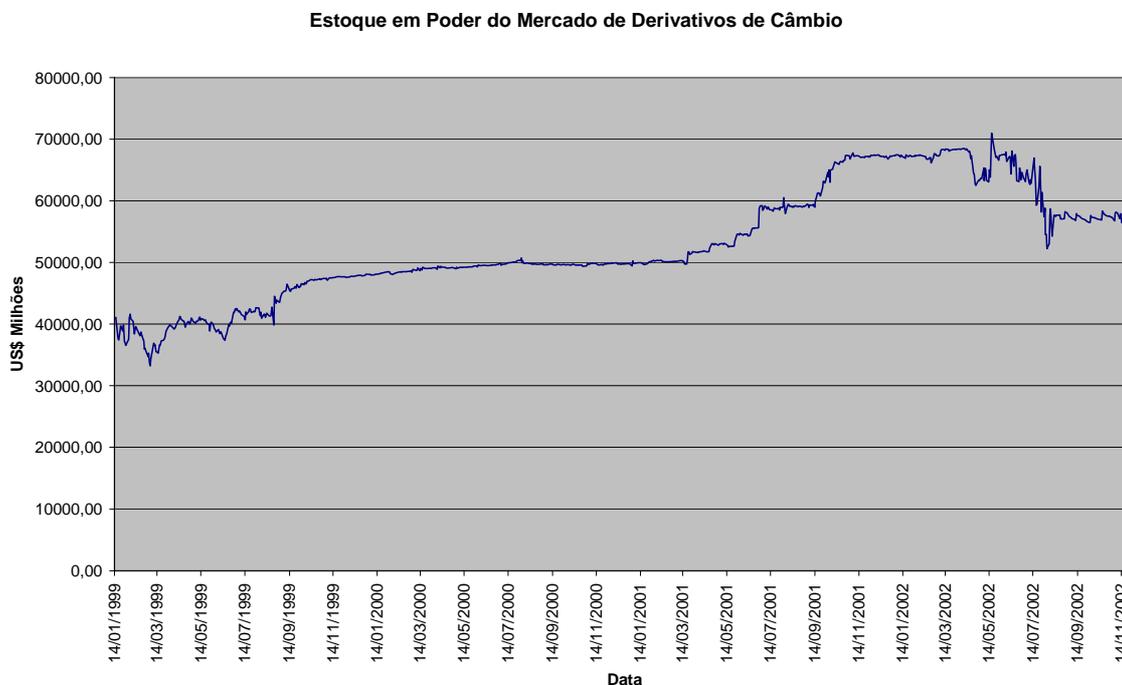
Entre 1999 e 2002, o Banco Central ofertou dois tipos de ativos financeiros indexados ao dólar: títulos cambiais da dívida pública e contratos de *swap*. Os títulos cambiais são as Notas do Banco Central Série E (NBC-E) e as Notas do Tesouro Nacional, NTN-D, títulos estes que remuneram uma taxa de juros somada à desvalorização cambial do período. A diferença principal entre estes títulos de dívida e os contratos de *swap* é que estes últimos não têm um principal a devolver, limitando-se a entregar aos compradores a diferença entre a desvalorização cambial e o DI (taxa de juros pós-fixada em real).

Entre janeiro de 1999 e maio de 2002, a NBC-E foi o principal instrumento do Banco Central para ofertar *hedge* cambial. Tal predominância deixou de existir em maio de 2002, quando o Banco Central passou a vender Letras Financeiras do Tesouro (LFT) juntamente com contratos de *swaps* cambiais; uma combinação que mantinha o Banco Central comprado em taxa de juros pós-fixada, DI, e vendido na variação da taxa de câmbio nominal.

Segue que, entre 1999 e 2002, o estoque de *hedge* cambial ofertado pelo Banco Central do Brasil é dado pela soma do estoque de NBC-E e NTN-D em poder do mercado e da oferta líquida de *swaps* cambiais. A partir de dados obtidos junto ao Departamento de Mercado Aberto do Banco Central do Brasil (Demab), o gráfico 1

mostra a evolução em dólares do estoque de *hedge* cambial ofertado pelo Banco Central entre janeiro de 1999 e dezembro de 2002.<sup>2</sup>

**Gráfico 1**



Tendo descrito os instrumentos do Banco Central para ofertar *hedge* cambial (títulos indexados ao dólar e *swaps* cambiais), nosso próximo passo é descrever as mudanças na oferta de *hedge* pelo Banco Central. Como nosso objetivo é estudar o impacto de intervenções do Banco Central no mercado de *hedge*, criamos, então, uma série de intervenções do Banco Central no mercado de *hedge* cambial que consiste de variações do valor em dólares de *hedge* cambial em poder do mercado (títulos indexados ao dólar e *swaps* cambiais) superiores, em módulo, à média dessas variações mais ou menos dois desvios padrão. As informações sobre as intervenções do Banco Central no mercado de *hedge* estão apresentadas na tabela 1 para os vários períodos que consideramos.<sup>3</sup>

Registramos 241 intervenções em todo o período: 147 são intervenções positivas, isto é, onde o Banco Central aumentou o valor em dólares em poder do mercado financeiro de derivativos e 94 são intervenções em que o Banco Central diminuiu este valor. Em todos os períodos considerados, a média diária dessas

<sup>2</sup> As séries originais de NTN-D, NBC-E e *swaps* cambiais foram fornecidas pelo Banco Central em reais. Utilizamos a taxa de câmbio do dia anterior para transformá-las em dólares

<sup>3</sup> Os resultados das análises empíricas que serão apresentados a seguir são semelhantes, se considerarmos um ou três desvios padrão em vez de dois desvios padrão.

intervenções é positiva. De fato, a oferta de *swaps* cambiais na crise do segundo semestre de 2002 aumenta consideravelmente o valor das intervenções, que passa de uma média diária de US\$4,58 milhões, entre janeiro de 1999 e abril de 2002 (valor não relatado na tabela 1), para US\$55,23 milhões.

Nossa próxima tarefa é descrever o mercado de *hedge* cambial entre empresas e instituições financeiras. De forma sucinta, esse mercado está organizado ao redor de derivativos de câmbio vendidos pelas instituições financeiras às empresas. Esses derivativos são contratos com os quais as instituições financeiras concordam com transferências monetárias, cujos montantes dependem da taxa de câmbio. Por exemplo, um contrato futuro de câmbio vendido por uma instituição financeira dá à empresa o direito de comprar dólares a uma taxa pré-determinada. Os ganhos do contrato futuro, portanto, aumentam com a desvalorização cambial, sendo assim um *hedge* cambial.

Contratos futuros de câmbio não são os únicos instrumentos de *hedge* disponíveis para instituições financeiras. Essas também podem negociar, por exemplo, opções cambiais, contratos a termo e *swaps* cambiais. Transações com quaisquer destes instrumentos são necessariamente registradas na Bolsa de Mercadorias e Futuro (BM&F) ou na Central de Custódia de Títulos Privados (Cetip). Naquela são registradas basicamente as operações entre instituições financeiras. Nessa última estão registrados os *swaps* cambiais, que são operações de balcão entre duas instituições financeiras, entre duas empresas ou entre uma instituição financeira e uma empresa.

Segundo informações disponibilizadas pela BM&F, contratos de futuro de dólar só são líquidos para vencimentos em trinta dias e seu estoque total diário em aberto foi quase sempre inferior a 3% do estoque total aberto de *swaps* cambiais entre firmas e instituições financeiras no nosso período amostral. Opções de dólar são ainda menos líquidas e apresentam estoques diários menores do que os contratos de futuro de dólar. Segue, então, que, no período recente, o mercado de contratos de *swaps* cambiais é o mais representativo do mercado de *hedge* entre empresas e instituições financeiras no Brasil.<sup>4</sup>

Neste trabalho, um banco de dados com os contratos de *swap* cambial entre instituições financeiras e empresas foi construído a partir de informações sigilosas

---

<sup>4</sup> O fato dos *swaps* cambiais terem sido o principal instrumento de derivativo de câmbio usado por empresas brasileiras pode ser em parte explicado pelo fato dos *swaps* não necessitarem de colaterais (o que é exigido na BM&F), não sofrerem ajustes diários e nem tampouco precisarem de desembolso inicial.

solicitadas pelo Banco Central do Brasil a 43 instituições financeiras que operam neste mercado. São 74.000 contratos de *swap* cambial, que correspondem à cerca de 98% do volume total de *swaps* negociados entre instituições financeiras e empresas, no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002.<sup>5</sup>

A tabela 2 mostra o saldo em dólares de posições em *swaps* cambiais contratadas entre as 43 instituições financeiras na nossa amostra e empresas. A série de estoque bruto (posições compradas mais vendidas) mostra um crescimento das posições de US\$5,69 bilhões no primeiro semestre de 1999 para US\$21,4 bilhões no segundo semestre de 2002. A tabela 2 também mostra que a média das posições líquidas (posições vendidas menos posições compradas) foi sempre positiva, variando de US\$3,13 bilhões no primeiro semestre de 1999 para US\$12,30 bilhões no segundo semestre de 2002.

---

<sup>5</sup> Inicialmente, o Banco Central solicitou informações a 50 instituições financeiras. Algumas dessas instituições foram adquiridas por outras desse grupo de 50 entre 1999 e 2003. As instituições financeiras compradoras ficaram responsáveis pelas informações de contratos de *swap* cambial das instituições financeiras compradas. Isto explica por que o número de instituições que responderam foi 43 e não 50. Os contratos de *swap* cambial que não estão no banco de dados, correspondentes a 2% do volume total de *swaps* cambiais negociados, foram fechados por instituições que tiveram dificuldades técnicas em responder às solicitações do Banco Central.

### 3. As Intervenções do Banco Central no Mercado de *Hedge* Cambial

Como explicado na seção 2, o Banco Central do Brasil intervém no mercado de *hedge* por meio da venda de contratos de *swap* cambial e títulos da dívida pública indexados ao dólar. Os compradores diretos desses dois ativos são instituições financeiras que, após adquiri-los, têm a opção de repassar a proteção cambial para o setor produtivo por meio de contratos de *swap* cambial.

Temos então duas hipóteses distintas sobre as reações dos intermediários financeiros às intervenções do Banco Central no mercado de câmbio. Para Mishkin (2001) e Blejer e Schumaker (1997), um aumento na oferta de *hedge* cambial do Banco Central é repassado para a oferta de *swaps* das instituições financeiras para as empresas. Na hipótese alternativa, um aumento da oferta de *hedge* do Banco Central não é necessariamente repassado para a oferta de *swaps* cambiais das instituições financeiras. Essas podem reter o *hedge* do Banco Central para reduzir suas exposições cambiais líquidas.

Para testar essas duas hipóteses usaremos as variações das posições líquidas de *swap* cambial (posições vendidas menos posições compradas em câmbio entre as instituições financeiras e as empresas) como variável dependente em dois tipos de análise. Primeiro, em uma regressão de mínimos quadrados que supõe que o estoque de *swaps* cambiais das instituições financeiras é determinado de forma independente das intervenções do Banco Central. Após estimarmos essa regressão básica, estimamos um VAR para levar em conta uma possível simultaneidade entre as decisões das instituições financeiras e do Banco Central.

#### 3.1 A Regressão Básica

Em nossa primeira abordagem para avaliar a interação entre a atuação das instituições financeiras no mercado de *swaps* cambiais e as intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio, estimamos os coeficientes da regressão (1) abaixo por meio de mínimos quadrados ordinários:

Varição (posições vendidas menos compradas em dólar de *swaps* cambiais entre instituições financeiras e empresas) =  $C_0 + C_1$  (intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio) +  $C_2$  variação (cupom cambial) +  $C_3$  variação (Ibovespa) +  $C_4$  variação (taxa de depósitos interfinanceiros, CDI) +  $\varepsilon$ ,

(1)

O interesse maior da regressão está no sinal do coeficiente  $C_1$  da intervenção do Banco Central da oferta de *hedge* cambial. Nossa hipótese nula é que, caso o Banco Central aumente (diminua) a oferta de *hedge*, então as instituições financeiras aumentarão (reduzirão) a posição líquida em *swaps* cambiais com empresas (posições vendidas menos compradas), isto é, o sinal de  $C_1$  é maior do que zero na hipótese nula.

Na hipótese alternativa, um aumento da oferta líquida de *hedge* pelo Banco Central é totalmente acomodado pelas instituições financeiras. Eles o fazem para reduzir suas exposições ao risco cambial. Ou seja, na hipótese alternativa, o coeficiente de  $C_1$  é zero.

As demais variáveis independentes na equação (1) influenciam a expectativa de variação do fluxo de capitais da economia, que é usualmente uma variável tomada como chave para o risco cambial em países emergentes como o Brasil. Tal expectativa afeta a propensão das instituições financeiras carregarem risco cambial na carteira própria, fato que é relevante na hipótese alternativa. Por exemplo, um aumento dos juros (CDI ou cupom cambial) atrai capitais estrangeiros, reduzindo pressões para a desvalorização cambial. Nesse caso, espera-se que as instituições financeiras tenham uma maior propensão a ofertar crédito contra desvalorização cambial, sem que o *hedge* tenha lastro em títulos do governo. Analogamente, o índice Ibovespa capta mudanças nas expectativas dos agentes que, por um lado, podem sinalizar uma queda do risco cambial, ou, por outro lado, podem implicar um aumento de importações que forcem uma desvalorização da taxa de câmbio. Portanto, estes efeitos contraditórios não nos permitem afirmar, *a priori*, qual será o sinal do coeficiente do índice Ibovespa.

Os resultados da estimação da equação (1) estão apresentados na tabela 3. Todos os erros padrão são robustos para heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos (erros padrão *Newey e West*).

A tabela 3 mostra um comportamento assimétrico para o impacto das intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio. Essas

intervenções não causam impacto na posição líquida de *swaps* cambiais das instituições financeiras com empresas no primeiro semestre de 1999 nem no segundo semestre de 2002, quando o país passou por duas crises cambiais. De fato, tanto em 1999 quanto em 2002 nem os coeficientes das intervenções nem das outras variáveis independentes (variação da CDI, variação do cupom cambial e variação do Ibovespa) são significativos e a estatística F não rejeita a hipótese que as variáveis independentes são todas estatisticamente iguais a zero, apesar de o teste *Reset* de *Ramsey* não rejeitar a especificação do modelo.

Em contraste, a tabela 3 mostra que um aumento da oferta de *hedge* pelo Banco Central aumenta o estoque líquido de *swaps* cambiais das instituições financeiras no período entre crises cambiais (julho de 1999 a abril de 2002). Nesse período, um aumento da oferta de *hedge* cambial pelo Banco Central aumenta a posição líquida vendida de *swaps* cambiais das instituições financeiras (coeficiente de 0,44 com p-valor de 0,05), e não este aumento é estatisticamente igual ao nível de significância de cinco por cento (p-valor de 0,05). Em períodos de baixa volatilidade, portanto, as instituições financeiras repassam aumentos da oferta de *hedge* do Banco Central para o setor produtivo. Finalmente, assim como nos períodos de crises, as outras variáveis independentes não são estatisticamente significativas, apesar de o teste *Reset* não rejeitar a especificação do modelo. Apenas quando consideramos a amostra toda, os coeficientes da variação do cupom cambial e do CDI se tornam significantes ao nível de 5%.

Em resumo, as estimações da equação (1) constituem evidência que, em períodos entre crises cambiais, intervenções do Banco Central no mercado de *hedge* cambial chegam ao setor produtivo. Isto não acontece nos períodos de crise, quando, a despeito do Banco Central ter aumentado o volume de intervenções, as instituições financeiras não aumentam suas posições vendidas em *swaps* cambiais com as empresas. Ou seja, as instituições financeiras usam o aumento da oferta de *hedge* pelo Banco Central para diminuir suas exposições cambiais.

Estes resultados sugerem que, em períodos de crise cambial, as justificativas para as intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio devem estar relacionadas a uma redução do risco sistêmico do mercado financeiro (vide Caballero (2001), Caballero e Krishnamurth (2001) e Cabalero (2003)) ou a uma

redução da volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal (vide Calvo (1997) e Calvo e Reinhart (2000)).

### 3.2 Equações Simultâneas: VAR

Para levarmos em conta uma possível simultaneidade entre as decisões de intervenções do Banco Central e a oferta das instituições financeiras de *swaps* cambiais para as empresas, estimamos um VAR constituído da série de intervenções do Banco Central, da série da oferta de *swaps* cambiais, da série de variação do cupom cambial, da série de variação do Ibovespa e da série de variação do CDI. Para cada período, analisamos a estacionariedade das séries por meio de testes de *Perron e Dick-Fueller* aumentado.<sup>6</sup> Verificamos que todas são estacionárias em todos os períodos. Verificamos também a causalidade de *Granger* entre as séries de modo a definir a ordem das séries no VAR e encontramos o número de *lags* do VAR de acordo com os critérios de *Akaike e Schwarz*.

Encontramos as funções resposta impulso acumuladas (2, 5 e 10 dias) da variação do estoque líquido diário (posições vendidas menos compradas) das instituições financeiras com relação a choques de um desvio padrão das intervenções do Banco Central. As estimativas do VAR na tabela 4 confirmam os resultados das regressões de mínimos quadrados. Mais uma vez, as instituições financeiras não repassam as intervenções do Banco Central para o setor real da economia nos períodos de crise cambial. Por exemplo, a tabela 1 mostra que, na crise cambial do primeiro semestre de 1999, um desvio padrão da série de intervenções do Banco Central equivale a um choque de US\$42,00 milhões. Para esse choque, a resposta acumulada em dois dias é um aumento de US\$34,90 milhões na posição líquida vendida das instituições financeiras. Esse aumento não é estatisticamente significativo (p-valor de 0,20).

O VAR mostra que os repasses às intervenções acontecem apenas no período entre crises (período de baixa volatilidade da taxa de câmbio), mesmo assim em uma proporção inferior às intervenções do Banco Central. Ou seja, no período entre crises, uma intervenção de US\$60,73 milhões (um desvio padrão da série de intervenções no período) implica um aumento acumulado da posição líquida vendida das instituições

---

<sup>6</sup> Haldrup e Lildholdt (2002) mostram que os riscos de se testar se a série é I(1), por meio dos testes de *Dick-Fuller* aumentado e *Perron*, antes de se testar se a série é I(2) são relativamente limitados.

financeiras de US\$44,35 milhões em dois dias, aumento esse estatisticamente diferente de zero (p-valor de 0,10).

A próxima seção mostra que as reações agregadas das instituições financeiras às intervenções do Banco Central se mantêm quando desagregamos os dados das instituições financeiras.

#### **4. Análise Desagregada da Reação das Instituições Financeiras**

A seção anterior mostrou um comportamento assimétrico da resposta às intervenções do Banco Central da oferta agregada líquida de contratos de *swap* das 43 instituições financeiras na nossa amostra. Nesta seção investigaremos se tais respostas dependem da origem do capital das instituições financeiras (nacionais ou estrangeiras), do tamanho da instituição (montante dos ativos), da atuação das instituições no mercado de câmbio (*dealers* ou não *dealers*) e dos setores de atuação dos compradores de *swaps* das instituições financeiras (*tradeables* ou não).

Começamos mostrando a evolução no tempo das posições líquidas dos diversos grupos e as correlações entre essas posições e as posições líquidas agregadas. A tabela 5 mostra que com exceção das instituições classificadas por tipo de clientes, as séries são bastante correlacionadas com a série do valor do estoque líquido agregado. Para o período amostral total, a maior correlação com a série agregada é com a série de posições líquidas das instituições estrangeiras (0,99), enquanto a menor correlação é com a série das instituições que fecharam mais contratos com empresas de setores não *tradeables* (0,46). Essas altas correlações dão uma primeira indicação que há uma uniformidade na reação dos grupos às intervenções do Banco Central.

Para ratificarmos essa primeira evidência, vamos repetir a regressão básica da seção anterior (equação (1)) para cada um dos cinco grupos, regressão essa que explica a variação das posições líquidas vendidas de cada grupo como função das intervenções do Banco Central e das variações do cupom cambial, do Ibovespa e do CDI. Mais uma vez, usamos nas regressões os erros padrão de *Newey* e *West*, que são robustos a heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

Começamos com a origem do capital, observando que as estrangeiras formam a maioria das instituições financeiras que atuam no mercado de *swaps* cambiais (24 das 43). Mishkin (1997) argumenta que como as instituições estrangeiras operam em vários

países, elas são mais diversificadas do que as nacionais, se beneficiando assim de uma diversificação que reduz o risco de desvalorização cambial. Essa vantagem pode implicar que as instituições estrangeiras repassam uma maior porcentagem da oferta de *hedge* do Banco Central para o setor produtivo. Por outro lado, como os acionistas controladores das estrangeiras se preocupam com a capacidade da filial de gerar dividendos em moeda forte, é também possível que as instituições financeiras estrangeiras sejam mais conservadoras do que as nacionais no que diz respeito a posições vendidas em dólar. Portanto, há dois efeitos conflitantes sobre os incentivos relativos de instituições estrangeiras e nacionais em repassar as intervenções do Banco Central no mercado de *hedge*.

A tabela 6 mostra que as intervenções do Banco Central não causam impacto na posição líquida de *swaps* cambiais das instituições financeiras estrangeiras nos períodos de crise cambial. Tanto no primeiro semestre de 1999 quanto no segundo semestre de 2002, nem os coeficientes das intervenções nem das outras variáveis independentes (variação da CDI, variação do cupom cambial e variação do Ibovespa) são significativos e a estatística F não rejeita a hipótese que as variáveis independentes são todas estatisticamente iguais a zero, apesar de o teste *Reset* de *Ramsey* não rejeitar a especificação do modelo.

Ao mesmo tempo, a tabela 6 mostra que um aumento da oferta de *hedge* pelo Banco Central aumenta o estoque líquido de *swaps* cambiais das instituições estrangeiras no período entre crises cambiais (julho de 1999 a abril de 2002). Nesse período, um aumento da oferta de *hedge* cambial pelo Banco Central aumenta a posição líquida vendida de *swaps* cambiais das instituições estrangeiras (coeficiente de 0,30 e p-valor de 0,03). Portanto, essas instituições também repassam a oferta de *hedge* do Banco Central para as firmas. Finalmente, as outras variáveis independentes não são estatisticamente significativas, apesar de o teste *Reset* não rejeitar a especificação do modelo.<sup>7</sup>

Outras instituições financeiras que são fortes candidatas a reagir de forma diferente à forma agregada são grandes instituições. Instituições financeiras de grande

---

<sup>7</sup> O teste de *Wald* relativo à hipótese do coeficiente da variável de intervenção do Banco Central ser igual a 1 não foi feito para este grupo, nem tampouco para os outros grupos de instituições. A razão é que este teste só faz sentido no caso agregado, quando estamos interessados em saber se todo o volume de intervenção do Banco Central é repassado por todas as instituições financeiras para as empresas na forma de contratos de *swaps* cambiais

porte têm, geralmente, mais capacidade de absorver prejuízos financeiros em suas operações de *swap* cambial. Isso pode implicar uma maior capacidade de ofertar *swaps* cambiais para as empresas sem precisar demandar derivativos de câmbio do Banco Central. De maneira a definir o grupo de grandes instituições financeiras, escolhemos o ano fiscal de 2002 e, entre as instituições financeiras da nossa amostra, selecionamos as 11 que estão entre as 25 maiores instituições financeiras em volume de ativos.

A tabela 7 mostra que o grupo de instituições financeiras de grande porte não reage às intervenções do Banco Central nos períodos de crise cambial. Os coeficientes das intervenções do Banco Central não são significativos (p-valor de 0,82 no primeiro semestre de 1999 e 0,60 no segundo semestre de 2002). Em contrapartida, essas instituições repassam a oferta de *hedge* do Banco Central no período entre crises cambiais (coeficiente de 0,31 e p-valor de 0,09). Em todos os períodos, a estatística F não rejeita a hipótese que as variáveis independentes são todas estatisticamente iguais a zero, apesar de o teste *Reset* de *Ramsey* não rejeitar a especificação do modelo.

Em seguida, analisamos o comportamento das instituições financeiras que se diferenciam pelas empresas que estão nas contrapartes dos seus contratos de *swap* cambial. Para tanto, separamos em três grupos: instituições cujos clientes são predominantemente de setores *tradeables*, cujos clientes são de setores predominantemente não *tradeables* e outras em que não podemos identificar qualquer predominância no tipo do setor dos clientes. O critério para definir a predominância de clientes é o percentual de contratos fechados com um desses tipos de clientes de janeiro de 1999 a dezembro de 2002. Se esse percentual é maior ou igual a 65%, então a instituição financeira tem um grupo predominante de clientes. No grupo de clientes de setores *tradeables*, há 4 instituições financeiras, enquanto no grupo de clientes de setores não *tradeables* há 14 instituições financeiras. No grupo restante há 25 instituições.

Em períodos de crise cambial, um natural aumento da demanda por seguro cambial de empresas de setores *tradeables* pode justificar que instituições financeiras que fecharam mais contratos com clientes destes setores reajam de maneira distinta às outras instituições financeiras em relação a intervenções do Banco Central.

A tabela 8 mostra que as instituições com clientes de setores predominantemente *tradeables* e de setores não *tradeables* têm comportamentos semelhantes ao agregado. O painel A da tabela 8 mostra que o primeiro grupo não reage nos períodos de crise

cambial às intervenções do Banco Central (p-valor de 0,68 e 0,36 respectivamente para o primeiro semestre de 1999 e segundo semestre de 2002), enquanto repassa a oferta de *hedge* do Banco Central no período entre crises cambiais (coeficiente de intervenções é 0,05 e p-valor de 0,02). O painel B da tabela 8 mostra que as instituições financeiras com concentração de clientes nos setores não *tradeables* diminuem suas posições líquidas em *swaps* cambiais no primeiro período de crise cambial (coeficiente de intervenções de -0,91 e p-valor de 0,01) e não reage na segunda crise cambial no segundo semestre de 2002 (coeficiente de intervenções de -0,024 e p-valor de 0,43).

Tal como os outros grupos apresentados anteriormente, no entanto, as instituições financeiras com concentração nos setores *tradeable* e não-*tradeable* repassam a oferta do Banco Central no período entre crises (p-valor de 0,02 para o grupo de clientes de setores *tradeables* e p-valor de 0,09 para o grupo de clientes de setores não *tradeables*). Em todos os períodos, para os dois grupos, os coeficientes das outras variáveis independentes (variação da CDI, variação do cupom cambial e variação do Ibovespa) não são significativos. Além disto, a estatística F não rejeita a hipótese que as variáveis independentes são todas estatisticamente iguais a zero, apesar de o teste *Reset* de *Ramsey* não rejeitar a especificação do modelo.

Finalmente, uma outra característica que poderia resultar em um comportamento distinto do comportamento agregado é o tipo da atuação da instituição financeira no mercado à vista de câmbio. Instituições *dealers* de câmbio talvez acompanhem melhor a dinâmica da taxa de câmbio nominal do que instituições que não são *dealers*, possivelmente afetando a decisão de ofertar *hedge* às empresas. Para avaliar essa possibilidade, identificamos as 15 instituições financeiras em nossa amostra que eram *dealers* de câmbio no ano de 2002.

A tabela 9 mostra mais uma vez que este grupo se comporta de maneira semelhante a todos os outros frente às intervenções do Banco Central. Isto é, não reage nos períodos de crise cambial (p-valor de 0,54 no primeiro semestre de 1999 e 0,75 no segundo semestre de 2002) e repassa a oferta de *hedge* entre crises cambiais (coeficiente de 0,10 e p-valor de 0,04). A estatística F não rejeita a hipótese que as variáveis independentes são todas estatisticamente iguais a zero, apesar de o teste *Reset* de *Ramsey* não rejeitar a especificação do modelo em todos os períodos.

Como vemos, para os períodos de crise cambial, todos os grupos de instituições financeiras que analisamos ou não reagem às intervenções do Banco Central ou – no

caso de instituições com clientes predominantemente de setores não-*tradeables* – diminuem suas posições líquidas em *swaps* cambiais. Ao mesmo tempo, os grupos financeiros repassam para o setor produtivo a oferta de *hedge* cambial do Banco Central nos períodos entre crises cambiais.

Os resultados acima se mantêm quando estimamos um VAR para estimar um sistema de equações no qual as decisões do Banco Central e dos grupos de instituições são consideradas conjuntamente. Não mostramos os resultados, por questões de espaço, mas eles confirmam todos aqueles apresentados nas regressões de mínimos quadrados. Ou seja, a reação dos grupos de instituições foi semelhante à reação agregada nos períodos de crise e nos períodos sem crise cambial.

## 5. Conclusão

Este artigo mostra que a reação das instituições financeiras a intervenções do Banco Central no mercado de *hedge* varia com a volatilidade da taxa de câmbio nominal. Em períodos em que a volatilidade da taxa de câmbio é alta (períodos de crises cambiais), as instituições financeiras demandam os derivativos do Banco Central, mas não repassam essa oferta de *hedge* para as empresas. O repasse ocorre apenas nos períodos entre crises cambiais.

Esse comportamento não se altera com a origem do capital (estrangeiras e domésticas), com a atuação no mercado à vista de câmbio (*dealers* e não-*dealers* de câmbio), com o tamanho dos ativos (grandes ou pequenas instituições financeiras) ou com a concentração dos clientes nas contrapartes dos contratos de swap cambial em setores *tradeables* ou em setores não *tradeables*.

A conclusão principal do artigo é que, diferentemente dos argumentos de Mishkin (2001) e Blejer e Schumaker (1997) a oferta de *hedge* do Banco Central não chega ao setor produtivo nos períodos de crise cambial. Este resultado sugere que argumentos para que o Banco Central ofereça *hedge* em tais períodos devem se basear em benefícios associados com uma redução do risco sistêmico do sistema financeiro ou com a redução da volatilidade da taxa de câmbio nominal. Trabalhos futuros devem aprofundar essa discussão.

## Referências Bibliográficas

- Blejer, Mario I. E e Shumaker, Liliana. "Central Banks Use of Derivatives and Other Contingent Liabilities: Analytical Issues and Implications". IMF Working Paper, 66, 2000
- Calvo, Guillermo A. "Capital Flows: Emerging Issues". Em mimeo, outubro de 1997
- Reinhart, Carmem. "Fear of Floating" NBER Working Paper 7993, janeiro de 2000
- Caballero, R.J. e Krishnamurth, A.. "International Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises". Journal of Monetary Economics, 48 (2001), 513-548
- "International liquidity Illusion. On the Risks of Sterilization". NBER 8141, fevereiro de 2001.
- "Excessive Dollar Debt: Financial Development and Underinsurance". Journal of Finance, 58, 867-893, abril de 2003
- Eicheengree, Barry e Hausman, Ricardo. "Exchange Rates and Financial Fragility". Working Paper NBER 7418, novembro de 1999
- "Original Sin. The Road to Redemption". Em mimeo, agosto de 2003
- Haldrup, Niels e Lildholdt, Peter. "On the Robustness of Unit Roots in the Presence of Double Unit Roots". Journal of Time Series Analysis, 23, No.2,155-171,2002
- Mishkin, Frederick S. "Exchange Rate Pegging in Emerging Market Countries. NBER 9809, junho de 1998.
- "Financial Policies and the Prevention of Financial Crises in Emerging Market Countries". NBER 8087, Janeiro de 2001.
- Olivier, Jeanne. "Why do Emerging Economies Borrow in Foreign Currencies?" Conference on Currency and Maturity Matching, International American Development Bank, novembro de 2002, 21-22

### **Tabela 1. Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio**

Esta tabela apresenta o número de intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio entre 1999 e 2002, assim como o valor em dólares dessas intervenções e o desvio-padrão das mesmas (entre parêntesis). As intervenções no mercado de câmbio são identificadas como as datas em que o Banco Central alterou a oferta líquida dos contratos de swap ou quando a variação do valor em dólares dos títulos cambiais, em módulo, mudou mais do que dois desvios padrão da média das variações no valor destes títulos entre 1999 e 2002. Quando o Banco Central não intervém, consideramos o valor da série de intervenções igual a zero. Os períodos de crise cambial são o primeiro semestre de 1999 e o segundo semestre de 2002; o período entre crises cambiais vai de julho de 1999 a abril de 2002.

Séries	Crises Cambiais		Sem Crises	Amostra Total
	1999/1	2002/2	07/1999 a 04/2002	01/1999 a 12/2002
Número total de intervenções do Banco Central	16	52	173	241
Número de intervenções que diminuíram a oferta de <i>hedge</i>	6	17	71	94
Numero de intervenções que aumentaram a oferta de <i>hedge</i>	10	35	102	147
Valor médio das intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio (US\$ milhões)	6,34 (42,00)	55,23 (545,59)	5,33 (60,73)	12,84 (225,85)

## Tabela 2. Estoque Agregado de *Swaps* Cambiais das Instituições Financeiras

Esta tabela mostra as operações em aberto de *swaps* cambiais entre 43 instituições financeiras e empresas no período de 1999 a 2002. A tabela apresenta as médias diárias e, entre parêntesis os desvios padrão, do valor em dólares dos estoques abertos brutos de *swaps* cambiais (posições compradas mais vendidas em câmbio) e do valor em dólares dos estoques abertos líquidos de *swaps* cambiais (posições vendidas menos posições compradas em câmbio) das instituições financeiras. Apresentamos também o quociente médio por período de posições compradas em relação a posições vendidas abertas de *swaps* cambiais. Os períodos de crise cambial são o primeiro semestre de 1999 e o segundo semestre de 2002; os outros períodos são os anos de 1999, 2000, 2001, 2002 e todo o período sem crise cambial de julho de 1999 a 04/2002.

Séries	Crises Cambiais		Outros Períodos				
	1999/1	2002/2	1999	2000	2001	2002	07/1999 a 04/2002
Posições Vendidas mais Posições Compradas (US\$ bilhões)	5,69 (1,66)	21,4 (3,68)	12,10 (8,32)	21,30 (1,41)	25,00 (1,26)	23,60 (3,73)	17,92 (4,99)
Posições Vendidas menos Posições Compradas (US\$ bilhões)	3,13 (0,90)	12,30 (2,48)	7,24 (6,91)	15,11 (2,97)	17,88 (2,27)	15,92 (3,27)	12,20 (5,97)
Posições Compradas /Posições Vendidas	0,29	0,27	0,24	0,17	0,16	0,23	0,19

**Tabela 3. Reação da variação do estoque líquido de swaps cambiais das instituições financeiras às intervenções do Banco Central**

A variável dependente é a variação do valor em dólares do estoque líquido agregado (posição vendida menos comprada) de swaps cambiais firmados entre 43 instituições financeiras e empresas. As variáveis independentes são as intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio, a variação do cupom cambial, a variação do Ibovespa e a variação da taxa de depósito interfinanceiro, CDI. Abaixo dos coeficientes estimados, entre parêntesis, estão os p-valores obtidos com os erros padrão de Newey e West que controlam possíveis heterocedasticidade e autoregressividade dos resíduos. Os dados são diários, os quais estão divididos em quatro períodos: dois períodos de crise cambial, primeiro semestre de 1999 (1999/1) e segundo semestre de 2002 (2002/2), o período entre crises, julho de 1999 a abril de 2002, e a amostra total. Após as estimativas dos coeficientes, estão o R2, a estatística F, o teste de especificação Reset de Ramsey para o quadrado do valor previsto da variável dependente e o teste de Wald para o coeficiente das intervenções do Banco Central igual a um.

<b>Variável Dependente: Variação do Estoque Líquido de Swaps Cambiais</b>				
	<b>Crises Cambiais</b>		<b>Sem Crise Cambial</b>	<b>Amostra total</b>
	<b>1999/1</b>	<b>2002/2</b>	<b>07/1999 a 04/2002</b>	<b>1/1999 a 12/2002</b>
Constante	76,23 (0,30)	-19,41 (0,56)	11,77 (0,62)	12,63 (0,52)
Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio	-1,40 (0,46)	-0,89 (0,53)	0,44 (0,05)	-0,05 (0,64)
Variação do Cupom Cambial	5,55 (0,42)	3,96 (0,12)	2,37 (0,63)	3,88 (0,05)
Variação do Ibovespa	-0,37 (0,28)	-0,001 (0,5)	0,02 (0,65)	-0,0004 (0,07)
Variação do CDI	60,30 (0,0)	-75,62 (0,94)	-19,30 (0,06)	34,30 (0,01)
R2	0,02 0,63	0,06 0,46	0,03 1,48	0,05 0,45
Estatística F	0,63 (0,63)	0,46 (0,76)	1,48 (0,20)	0,45 (0,71)
Teste <i>Reset</i>	2,09 (0,15)	0,01 (0,91)	0,005 (0,94)	0,97 (0,32)
Teste de <i>Wald</i> Coeficiente de Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio=1 $\chi^2(1)$			3,75 (0,05)	
Observações	120	150	700	970

**Tabela 4. Reação da variação do estoque líquido de swaps cambiais das instituições financeiras às intervenções do Banco Central: VAR**

Esta tabela apresenta os resultados da função resposta impulso de VAR constituído das séries de variação do estoque líquido de *swaps* cambiais, da variação do cupom cambial, da série das intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio, da variação do Ibovespa e da variação do CDI. Apresentamos a resposta impulso acumulada de dois dias, de cinco dias e de dez dias da variação do estoque líquido de *swaps* cambiais em relação a choques de um desvio padrão da série de intervenções do Banco Central. Os choques de um desvio padrão estão descritos na primeira linha da tabela. Em baixo dos choques estão as respostas impulso, com desvios padrão entre parêntesis. Abaixo dos desvios padrão, entre colchetes, estão os p-valores das estatísticas t correspondentes. Os dados são diários. Os períodos de crise cambial são o primeiro semestre de 1999 e o segundo semestre de 2002. O período entre crises vai de julho de 1999 até abril de 2002. Para cada período fizemos testes de causalidade de Granger e encontramos o número de *lags* do VAR por meio dos critérios de Akaike e Schartz. Todas as séries são estacionárias em todos os períodos de acordo com os Testes de Perron e Dick-Fueeler aumentado.

	Crises Cambiais		Sem Crise Cambial	Todo
	1999/1	2002/2	07/1999 a 04/2002	1/1999 a /122002
Desvios padrão das intervenções do Banco Central (US\$ Milhões)	42,00	55,59	60,73	225,85
Resposta impulso acumulada de dois dias (US\$ Milhões)	34,90 (40,07) [0,20]	0,9 (26,04) [0,99]	44,35 (36,00) [0,10]	-32,20 (56,00) [0,35]
Resposta impulso acumulada de cinco dias (US\$ Milhões)	31,16 (39,07) [0,22]	-5,47 (25,06) [0,80]	39,50 (37,50) [0,15]	-0,61 (30,07) [0,99]
Resposta impulso acumulada de dez dias (US\$ Milhões)	-109,05 (130,04) [0,23]	-35,31 (160,07) [0,85]	39,4 (36,00) [0,13]	32,00 (33,04) [0,15]
R2	0,22	0,03	0,02	0,03
Akaike	48,63	57,09	48,63	54,70
Schwarz	48,82	57,69	48,82	54,86
Observações	120	150	700	970

### Tabela 5. Estoque líquido de *swaps* cambiais de grupos de instituições financeiras

Esta tabela apresenta a média diária e o desvio padrão (entre parêntesis) do valor do estoque líquido de *swaps* cambiais de vários grupos de instituições financeiras para empresas, bem como a correlação entre o valor do estoque líquido do grupo e o valor do estoque agregado de *swaps* cambiais das instituições financeiras. Na primeira linha estão os grupos das instituições financeiras e, entre parêntesis, o número de instituições financeiras nos grupos. As instituições financeiras estão classificadas de acordo com a origem do capital (nacionais ou estrangeiras); a atuação no mercado à vista de câmbio (*dealers* e *non-dealers*); o tamanho das instituições financeiras (entre as vinte e cinco maiores em termos de ativo no exercício fiscal de 2002 ou não); se 65% ou mais dos contratos firmados no período entre 1999 e 2002 foram feitos com empresas de setores *tradeables*, ou se 65% dos contratos firmados foram com empresas de setores *non-tradeables*. A amostra foi dividida em quatro períodos: dois períodos de crise cambial (primeiro semestre de 1999 e segundo semestre de 2002), o período sem crise cambial (julho de 1999 até abril de 2002) e a amostra total.

	ESTRANGEIRAS		DEALERS		INSTITUIÇÕES GRANDES		TRADEABLES		NÃO-TRADEABLES	
Instituições Financeiras no grupo	24		14		11		4		14	
Período	Estoque Líquido (US\$Bi)	Correlação	Estoque Líquido (US\$Bi)	Correlação	Estoque Líquido (US\$ Bi)	Correlação	Estoque Líquido (US\$ Bi)	Correlação	Estoque Líquido (US\$Bi)	Correlação
1999/1	2,32 (0,67)	0,97	1,02 (0,30)	0,96	3,21 (0,94)	0,91	0,39 (0,22)	0,12	0,62 (0,39)	0,06
2002/2	10,30 (0,66)	0,94	3,07 (0,46)	0,92	10,40 (1,18)	0,99	0,74 (0,13)	0,76	3,56 (0,62)	-0,68
07/1999 A 12/2002	8,77 (2,43)	0,96	3,31 (0,86)	0,94	8,15 (2,32)	0,99	0,88 (0,28)	0,69	3,14 (1,01)	0,45
Amostra Total	8,23 (3,03)	0,99	3,05 (1,06)	0,92	8,02 (2,73)	0,98	0,77 (0,36)	0,78	2,96 (1,20)	0,46

**Tabela 6. Reação da variação do estoque líquido de swaps cambiais de instituições financeiras estrangeiras às intervenções do Banco Central**

A variável dependente é a variação do valor do estoque líquido de *swaps* cambiais de instituições financeiras estrangeiras (posição vendida menos comprada junto às empresas). As variáveis independentes são as intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio a variação do cupom cambial, a variação do Ibovespa e a variação da taxa de depósito interfinanceiro, CDI. Abaixo dos coeficientes estimados, entre parêntesis, estão os p-valores obtidos com os erros padrão de *Newey* e *West* que controlam possíveis heterocedasticidade e autoregressividade dos resíduos. Os dados são diários, os quais estão divididos em quatro períodos: dois períodos de crise cambial, primeiro semestre de 1999 (1999/1) e segundo semestre de 2002 (2002/2), o período entre crises, julho de 1999 a abril de 2002, e a amostra total. Após as estimativas dos coeficientes, estão o R2, a estatística F, o teste de especificação *Reset* de *Ramsey* para o quadrado do valor previsto da variável dependente.

<b>Variável Dependente: Variação do Estoque Líquido de Swaps Cambiais de Instituições Estrangeiras</b>				
	<b>Crises Cambiais</b>		<b>Sem Crises Cambiais</b>	<b>Todo</b>
	<b>1999/1</b>	<b>2002/2</b>	<b>07/1999 a 04/2002</b>	<b>1/1999 a 12/2002</b>
Constante	32,48 (0,47)	-23,12 (0,47)	88,55 (0,56)	92,96 (0,57)
Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio	-0,74 (0,53)	-0,032 (0,56)	0,30 (0,03)	-0,027 (0,60)
Variação do CDI	32,22 (0,11)	2,49 (0,78)	-18,10 (0,58)	16,90 (0,20)
Variação do Ibovespa	-0,0001 (0,52)	-0,085 (0,37)	0,032 (0,45)	0,0075 (0,84)
Variação do Cupom Cambial	2,27 (0,59)	1,75 (0,15)	2,30 (0,42)	2,08 (0,11)
R2	0,23	0,06	0,03	0,01
Estatística F	0,52 (0,71)	0,95 (0,43)	0,83 (0,50)	1,48 (0,21)
Teste <i>Reset</i>	2,09 (0,16)	2,69 (0,11)	0,19 (0,66)	0,04 (0,84)
Observações	120	150	700	970

**Tabela 7. Reação da variação do estoque líquido de *swaps* cambiais de grandes instituições financeiras às intervenções do Banco Central**

A variável dependente é a variação do valor em dólares do estoque líquido de *swaps* cambiais de grandes instituições financeiras (posição vendida menos comprada junto a empresas). As variáveis independentes são as intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio a variação do cupom cambial, a variação do Ibovespa e a variação da taxa de depósito interfinanceiro, CDI. Abaixo dos coeficientes estimados, entre parêntesis, estão os p-valores obtidos com os erros padrão de Newey e West que controlam possíveis heterocedasticidade e autoregressividade dos resíduos. Os dados são diários, os quais estão divididos em quatro períodos: dois períodos de crise cambial, primeiro semestre de 1999 (1999/1) e segundo semestre de 2002 (2002/2), o período entre crises, julho de 1999 a abril de 2002, e a amostra total. Após as estimativas dos coeficientes, estão o R2, a estatística F, o teste de especificação Reset de Ramsey para o quadrado do valor previsto da variável dependente.

<b>Variável Dependente: Variação do Estoque Líquido de <i>Swaps</i> Cambiais de Grandes Instituições</b>				
	<b>Crises Cambiais</b>		<b>Sem Crises Cambiais</b>	<b>Todo</b>
	<b>1999/1</b>	<b>2002/2</b>	<b>07/1999 a 04/2002</b>	<b>1/1999 a 12/2002</b>
Constante	31,23 (0,66)	-73,21 (0,76)	82,25 (0,62)	89,24 (0,55)
Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio	-0,44 (0,82)	-0,055 (0,60)	0,31 (0,09)	-0,028 (0,74)
Variação do Cupom cambial	4,21 (0,55)	2,68 (0,08)	1,71 (0,61)	2,99 (0,08)
Variação do CDI	49,00 (0,10)	-0,29 (0,97)	-17,00 (0,61)	30,00 (0,15)
Variação do Ibovespa	-0,19 (0,57)	-0,081 (0,43)	0,019 (0,70)	-0,0091 (0,84)
R2	0,20	0,05	0,02	0,05
Estatística F	0,61 (0,65)	1,44 (0,22)	0,76 (0,46)	1,80 (0,12)
Reset	1,60 (0,20)	0,02 (0,90)	0,011 (0,91)	0,51 (0,47)
Observações	120	150	700	970

**Tabela 8. Reação da variação do estoque líquido de swaps cambiais de instituições financeiras com clientes de setores *tradeables* e de setores não-*tradeables* às intervenções do Banco Central**

No painel A, a variável dependente é a variação do valor em dólares do estoque líquido de *swaps* cambiais (posição vendida menos comprada junto a empresas) de instituições financeiras com clientes predominantemente de setores *tradeables*. No Painel B, a variável dependente é o valor em dólares da variação do estoque líquido de *swaps* cambiais (posição vendida menos comprada junto a empresas) de instituições financeiras com clientes predominantemente de setores não *tradeables*. As variáveis independentes são as intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio, a variação do cupom cambial, a variação do Ibovespa e a variação da taxa de depósito interfinanceiro, CDI. Abaixo dos coeficientes estimados, entre parêntesis, estão os p-valores obtidos com os erros padrão de *Newey* e *West* que controlam possíveis heterocedasticidade e autoregressividade dos resíduos. Os dados são diários, os quais estão divididos em quatro períodos: dois períodos de crise cambial, primeiro semestre de 1999 (1999/1) e segundo semestre de 2002 (2002/2), o período entre crises, julho de 1999 a abril de 2002, e a amostra total. Após as estimativas dos coeficientes, estão o R2, a estatística F, o teste de especificação *Reset* de Ramsey para o quadrado do valor previsto da variável dependente.

**Painel A Clientes de Setores *Tradeables***

Variável Dependente: Variação do Estoque Líquido de Swaps Cambiais de Instituições com Clientes <i>Tradeables</i>				
	Crises Cambiais		Sem Crises Cambiais	Amostra Total
	1999/1	2002/2	07/1999 a 04/2002	1/1999 a 12/2002
Constante	-0,12 (0,32)	-0,0014 (0,70)	-11,38 (0,73)	-0,56 (0,83)
Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio	0,00018 (0,68)	-0,00074 (0,36)	0,055 (0,02)	0,0 (0,94)
Variação do Cupom Cambial	-0,024 (0,35)	0,35 (0,0)	-0,15 (0,97)	0,18 (0,35)
Variação do CDI	-0,98 (0,36)	-0,38 (0,43)	-9,52 (0,34)	-0,70 (0,34)
Variação do Ibovespa	0,000055 (0,33)	-0,00023 (0,81)	0,0064 (0,46)	0,0048 (0,56)
R2	0,57	0,08	0,05	0,05
Estatística F	0,43 (0,77)	2,34 (0,06)	0,37 (0,82)	0,21 (0,93)
Reset	0,05 (0,82)	1,82 (0,17)	0,004 (0,94)	0,004 (0,94)
Observações	120	150	700	970

**Painel B - Clientes de Setores não-Tradeables**

<b>Variável Dependente: Variação do Estoque Líquido de Swaps Cambiais de Instituições com Clientes não-Tradeables</b>				
	<b>Crises Cambiais</b>		<b>Sem Crises Cambiais</b>	<b>Todo</b>
	<b>1999/1</b>	<b>2002/2</b>	<b>07/1999 a 04/2002</b>	<b>1/1999 a 12/2002</b>
Constante	18,10 (0,09)	-10,90 (0,25)	46,90 (0,41)	4,44 (0,34)
Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio	-0,91 (0,01)	-0,024 (0,43)	0,08 (0,09)	-0,0023 (0,35)
Variação do Cupom cambial	-0,41 (0,47)	0,82 (0,13)	0,71 (0,46)	0,61 (0,18)
Variação do CDI	5,35 (0,25)	-1,39 (0,69)	7,44 (0,44)	4,65 (0,22)
Variação do Ibovespa	-0,047 (0,50)	-0,018 (0,90)	0,0039 (0,81)	0,000435 (0,97)
R2	0,31	0,04	0,02	0,02
Estatística F	1,47 (0,22)	1,10 (0,35)	0,49 (0,74)	0,75 (0,55)
<i>Reset</i>	0,15 (0,69)	1,53 (0,21)	0,21 (0,64)	2,57 (0,11)
Observações	120	150	700	970

**Tabela 9. Reação da variação do estoque líquido de *swaps* cambiais de instituições financeiras *dealers* de câmbio às intervenções do Banco Central**

A variável dependente é o valor da variação do estoque líquido de *swaps* cambiais de instituições *dealers* de câmbio (posição vendida menos comprada junto a empresas). As variáveis independentes são as intervenções do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio a variação do cupom cambial, a variação do Ibovespa e a variação da taxa de depósito interfinanceiro, CDI. Abaixo dos coeficientes estimados, entre parêntesis, estão os p-valores obtidos com os erros padrão de *Newey* e *West* que controlam possíveis heterocedasticidade e autoregressividade dos resíduos. Os dados são diários, os quais estão divididos em quatro períodos: dois períodos de crise cambial, primeiro semestre de 1999 (1999/1) e segundo semestre de 2002 (2002/2), o período entre crises, julho de 1999 a abril de 2002, e a amostra total. Após as estimativas dos coeficientes, estão o R2, a estatística F, o teste de especificação *Reset* de Ramsey para o quadrado do valor previsto da variável dependente.

<b>Variável Dependente: Variação do Estoque Líquido de <i>Swaps</i> Cambiais de Instituições <i>Dealers</i> de Câmbio</b>				
	<b>Crises Cambiais</b>		<b>Sem Crises Cambiais</b>	<b>Todo</b>
	<b>1999/1</b>	<b>2002/2</b>	<b>07/1999 a 04/2002</b>	<b>1/1999 a 12/2002</b>
Constante	15,20 (0,43)	-18,04 (0,12)	25,71 (0,67)	20,00 (0,77)
Intervenções do Banco Central no Mercado de Derivativos de Câmbio	-0,31 (0,54)	-0,0073 (0,75)	0,10 (0,04)	-0,008 (0,74)
Variação do Cupom cambial	1,04 (0,55)	0,21 (0,62)	0,96 (0,41)	0,73 (0,18)
Variação do CDI	12,70 (0,14)	-1,68 (0,96)	-9,26 (0,55)	6,67 (0,26)
Variação do Ibovespa	-0,081 (0,41)	-0,0039 (0,38)	0,023 (0,18)	0,010 (0,26)
R2	0,24	0,09	0,03	0,05
Estatística F	0,47 (0,75)	0,26 (0,90)	0,91 (0,45)	1,22 (0,29)
Teste <i>Reset</i>	2,54 (0,11)	1,53 (0,22)	0,09 (0,75)	0,25 (0,61)
Observações	120	150	700	970

# Banco Central do Brasil

## Trabalhos para Discussão

*Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>*

## Working Paper Series

*Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>*

- |           |   |          |
|-----------|---|----------|
| <b>1</b>  | <b>Implementing Inflation Targeting in Brazil</b><br><i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>   | Jul/2000 |
| <b>2</b>  | <b>Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>   | Jul/2000 |
|           | <b>Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank</b><br><i>Eduardo Lundberg</i>   | Jul/2000 |
| <b>3</b>  | <b>Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position</b><br><i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>  | Jul/2000 |
| <b>4</b>  | <b>An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models</b><br><i>Pedro H. Albuquerque</i>  | Jul/2000 |
| <b>5</b>  | <b>The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study</b><br><i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i>   | Jul/2000 |
| <b>6</b>  | <b>Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i>   | Jul/2000 |
| <b>7</b>  | <b>Leading Indicators of Inflation for Brazil</b><br><i>Marcelle Chauvet</i>  | Sep/2000 |
| <b>8</b>  | <b>The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk</b><br><i>José Alvaro Rodrigues Neto</i>   | Sep/2000 |
| <b>9</b>  | <b>Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity</b><br><i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i>  | Nov/2000 |
| <b>10</b> | <b>Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia<br/>Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998</b><br><i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| <b>11</b> | <b>A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil</b><br><i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i>  | Mar/2001 |
| <b>12</b> | <b>A Test of Competition in Brazilian Banking</b><br><i>Márcio I. Nakane</i>  | Mar/2001 |

- 13 **Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil** Mar/2001  
*Marcio Magalhães Janot*
- 14 **Evaluating Core Inflation Measures for Brazil** Mar/2001  
*Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo*
- 15 **Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?** Mar/2001  
*Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak*
- 16 **Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA** Mar/2001  
*Sergio Afonso Lago Alves*
- Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework** Jul/2001  
*Sergio Afonso Lago Alves*
- 17 **Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção** Abr/2001  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach** Aug/2002  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- 18 **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil** Apr/2001  
*Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos*
- 19 **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model** May/2001  
*Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo*
- 20 **Credit Channel without the LM Curve** May/2001  
*Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane*
- 21 **Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência** Jun/2001  
*Pedro H. Albuquerque*
- 22 **Decentralized Portfolio Management** Jun/2001  
*Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak*
- 23 **Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira** Jul/2001  
*Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane*
- 24 **Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality** Aug/2001  
*Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini*
- 25 **Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00** Aug/2001  
*Pedro Fachada*
- 26 **Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil** Aug/2001  
*Marcelo Kfoury Muinhos*

- 27 **Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais** Set/2001  
*Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior*
- 28 **Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais** Nov/2001  
*Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito*
- 29 **Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil** Nov/2001  
*Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa*
- 30 **Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Nov/2001  
*Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade*
- 31 **Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA** Nov/2001  
*Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub*
- 32 **Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil** Nov/2001  
*Mauro Costa Miranda*
- 33 **Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation** Nov/2001  
*André Minella*
- 34 **Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises** Nov/2001  
*Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer*
- 35 **Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços** Dez/2001  
*Tito Nícias Teixeira da Silva Filho*
- 36 **Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?** Feb/2002  
*Barry Eichengreen*
- 37 **Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations** Mar/2002  
*Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein*
- 38 **Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro** Mar/2002  
*Frederico Pechir Gomes*
- 39 **Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio** Mar/2002  
*Paulo Castor de Castro*
- 40 **Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas** Apr/2002  
*Aloísio Araujo and Márcia Leon*
- 41 **Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro** Jun/2002  
*Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho*
- 42 **Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio** Jun/2002  
*Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella*

- 43 **The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency** Jun/2002  
*Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima*
- 44 **Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil** Jun/2002  
*Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén*
- 45 **Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence** Aug/2002  
*André Minella*
- 46 **The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil** Aug/2002  
*Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane*
- 47 **Indicadores Derivados de Agregados Monetários** Set/2002  
*Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior*
- 48 **Should Government Smooth Exchange Rate Risk?** Sep/2002  
*Ilan Goldfajn and Marcos Antonio Silveira*
- 49 **Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade** Set/2002  
*Orlando Carneiro de Matos*
- 50 **Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model** Sep/2002  
*Eui Jung Chang, Marcelo Kfoury Muinhos and Joanílio Rodolpho Teixeira*
- 51 **Credit Channel with Sovereign Credit Risk: an Empirical Test** Sep/2002  
*Victorio Yi Tson Chu*
- 52 **Generalized Hyperbolic Distributions and Brazilian Data** Sep/2002  
*José Fajardo and Aquiles Farias*
- 53 **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges** Nov/2002  
*André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos*
- 54 **Stock Returns and Volatility** Nov/2002  
*Benjamin Miranda Tabak and Solange Maria Guerra*
- 55 **Componentes de Curto e Longo Prazo das Taxas de Juros no Brasil** Nov/2002  
*Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén*
- 56 **Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America** Dec/2002  
*Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima*
- 57 **As Leis de Falência: uma Abordagem Econômica** Dez/2002  
*Aloisio Araujo*
- 58 **The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case** Dec/2002  
*Benjamin Miranda Tabak*
- 59 **Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil** Dez/2002  
*Francisco Marcos R. Figueiredo e Thaís Porto Ferreira*

<b>60</b>	<b>Delegated Portfolio Management</b> <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	Dec/2002
<b>61</b>	<b>O Uso de Dados de Alta Frequência na Estimação da Volatilidade e do Valor em Risco para o Ibovespa</b> <i>João Maurício de Souza Moreira e Eduardo Facó Lemgruber</i>	Dez/2002
<b>62</b>	<b>Taxa de Juros e Concentração Bancária no Brasil</b> <i>Eduardo Kiyoshi Tonooka e Sérgio Mikio Koyama</i>	Fev/2003
<b>63</b>	<b>Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil</b> <i>Charles Lima de Almeida, Marco Aurélio Peres, Geraldo da Silva e Souza and Benjamin Miranda Tabak</i>	Feb/2003
<b>64</b>	<b>Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy</b> <i>Marcelo Kfoury Muinhos and Sergio Afonso Lago Alves</i>	Feb/2003
<b>65</b>	<b>On the Information Content of Oil Future Prices</b> <i>Benjamin Miranda Tabak</i>	Feb/2003
<b>66</b>	<b>A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla</b> <i>Pedro Calhman de Miranda e Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Fev/2003
<b>67</b>	<b>Avaliação de Métodos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco de Mercado de Carteiras de Ações no Brasil</b> <i>Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente</i>	Fev/2003
<b>68</b>	<b>Real Balances in the Utility Function: Evidence for Brazil</b> <i>Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane</i>	Feb/2003
<b>69</b>	<b>r-filters: a Hodrick-Prescott Filter Generalization</b> <i>Fabio Araújo, Marta Baltar Moreira Areosa and José Alvaro Rodrigues Neto</i>	Feb/2003
<b>70</b>	<b>Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates</b> <i>Benjamin Miranda Tabak</i>	Feb/2003
<b>71</b>	<b>On Shadow-Prices of Banks in Real-Time Gross Settlement Systems</b> <i>Rodrigo Penalzoza</i>	Apr/2003
<b>72</b>	<b>O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras</b> <i>Ricardo Dias de Oliveira Brito, Angelo J. Mont'Alverne Duarte e Osmani Teixeira de C. Guillen</i>	Maio/2003
<b>73</b>	<b>Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais – Uma Aplicação às Estruturas a Termo de Taxas de Juros</b> <i>Getúlio Borges da Silveira e Octavio Bessada</i>	Maio/2003
<b>74</b>	<b>Aplicação do Modelo de Black, Derman &amp; Toy à Precificação de Opções Sobre Títulos de Renda Fixa</b> <i>Octavio Manuel Bessada Lion, Carlos Alberto Nunes Cosenza e César das Neves</i>	Maio/2003
<b>75</b>	<b>Brazil's Financial System: Resilience to Shocks, no Currency Substitution, but Struggling to Promote Growth</b> <i>Ilan Goldfajn, Katherine Hennings and Helio Mori</i>	Jun/2003

- 76 **Inflation Targeting in Emerging Market Economies** Jun/2003  
*Arminio Fraga, Ilan Goldfajn and André Minella*
- 77 **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility** Jul/2003  
*André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos*
- 78 **Contornando os Pressupostos de Black & Scholes: Aplicação do Modelo de Precificação de Opções de Duan no Mercado Brasileiro** Out/2003  
*Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Antonio Carlos Figueiredo, Eduardo Facó Lemgruber*
- 79 **Inclusão do Decaimento Temporal na Metodologia Delta-Gama para o Cálculo do VaR de Carteiras Compradas em Opções no Brasil** Out/2003  
*Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo, Eduardo Facó Lemgruber*
- 80 **Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina** Out/2003  
*Arnildo da Silva Correa*
- 81 **Bank Competition, Agency Costs and the Performance of the Monetary Policy** Jan/2004  
*Leonardo Soriano de Alencar and Márcio I. Nakane*
- 82 **Carteiras de Opções: Avaliação de Metodologias de Exigência de Capital no Mercado Brasileiro** Mar/2004  
*Cláudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo*
- 83 **Does Inflation Targeting Reduce Inflation? An Analysis for the OECD Industrial Countries** May/2004  
*Thomas Y. Wu*
- 84 **Speculative Attacks on Debts and Optimum Currency Area: A Welfare Analysis** May/2004  
*Aloisio Araujo and Marcia Leon*
- 85 **Risk Premia for Emerging Markets Bonds: Evidence from Brazilian Government Debt, 1996-2002** May/2004  
*André Soares Loureiro and Fernando de Holanda Barbosa*
- 86 **Identificação do Fator Estocástico de Descontos e Algumas Implicações sobre Testes de Modelos de Consumo** Maio/2004  
*Fabio Araujo e João Victor Issler*
- 87 **Mercado de Crédito: uma Análise Econométrica dos Volumes de Crédito Total e Habitacional no Brasil** Nov/2004  
*Ana Carla Abrão Costa*
- 88 **Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos** Nov/2004  
*Arnildo da Silva Correa e Ronald Otto Hillbrecht*