



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

183

Ganhos da Globalização do Capital Acionário em Crises Cambiais

Marcio Janot e Walter Novaes

Abril, 2009

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 183	abr	2009	p. 1-51
--------------------------	----------	--------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo – *E-mail*: carlos.araujo@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 183.

Autorizado por Mário Mesquita, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Dimep

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3567

Fax: (61) 3414-3626

E-mail: 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.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Dimep

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º Andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3567

Fax: (61) 3414-3626

Email: editor@bcb.gov.br

Ganhos da Globalização do Capital Acionário em Crises Cambiais

Marcio Janot*
Walter Novaes**

Resumo

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Uma literatura recente mostra que a listagem de ações nos Estados Unidos (via ADRs) protege acionistas minoritários de países que oferecem fraca proteção legal aos investidores. Entretanto, tal literatura não apresenta evidência de quais decisões corporativas são disciplinadas pela emissão de ADRs. Este artigo mostra que emissões de ADRs induzem uma gestão de risco cambial mais eficiente: em antecipação à crise cambial brasileira de 1999, em média, as empresas com ADRs reduziram em 6,4 pontos percentuais a proporção de descasamento cambial sobre ativos, relativamente às empresas sem ADRs. Resultados adicionais conectam esse forte ajuste à pressão de arbitadores internacionais.

Palavras-Chave: Risco cambial; intervenção no mercado de câmbio; *American Depositary Receipts*; derivativos cambiais.

Classificação JEL: F31; G32

* Banco Central do Brasil. E-mail: marcio.janot@bcb.gov.br

** Departamento de Economia, PUC-Rio. E-mail: novaes@econ.puc-rio.br

1 Introdução

Uma vasta literatura em finanças corporativas identificou uma variedade de benefícios para empresas estrangeiras listarem suas ações nas bolsas de valores americanas através de *American Depositary Receipts* (ADRs). De forma geral, esses benefícios podem ser divididos em dois grupos. Para as empresas estrangeiras sediadas em países cujos sistemas jurídicos são baseados no direito civil, os ganhos de listar ações nos Estados Unidos estão relacionados às regras de transparência exigidas pelo *Securities Exchange Commission* (SEC), órgão regulador do mercado de capitais americano. Tais regras, em tese, dariam uma maior proteção aos acionistas minoritários, não apenas nos Estados Unidos, mas, também, nos países de origem dos emissores das ADRs. Para as empresas estrangeiras sediadas em países cujos aparatos legais já oferecem uma adequada proteção aos acionistas minoritários, os ganhos estariam relacionados ao acesso ao vasto mercado de capitais americano.¹

De fato, há forte evidência que a emissão de ADRs provoca uma reação positiva nos mercados de ações domésticos, Miller (1999), e que aumenta o valor das empresas emissoras, Doidge, Karolyi e Stulz (2004). Adicionalmente, Reese e Weisbach (2002) mostram que empresas de países que oferecem uma adequada proteção aos acionistas minoritários, em geral, fazem novas emissões nos Estados Unidos, após emitirem ADRs. Em contraste, emissões de ADRs por empresas de países que oferecem pouca proteção aos minoritários também são acompanhadas por novas emissões das mesmas empresas, mas, nesses casos, nos próprios países de origem. Essas emissões domésticas são consistentes com uma queda do custo de capital nos países de origem, que, por sua vez, é a consequência esperada de um aumento na proteção dos direitos dos minoritários.

Apesar da forte correlação entre emissão de ADRs e aumento de valor, até onde sabemos, não existe evidência direta de como tais ganhos se refletem nas decisões gerenciais. Tal omissão é particularmente estranha para os ganhos de proteção aos minoritários. Afinal, nesse caso, os ganhos estão diretamente ligados à capacidade das

¹ Existem vários artigos que documentam as vantagens de um maior acesso ao mercado de capitais americano, por exemplo, reduções de restrições de crédito e custos de transação (Foerster e Karolyi, 1999; Domowitz, Glen e Madhavan, 1998; Lins, Strickland e Zenner, 2005). Para um resumo dessa literatura, ver Karolyi (1998) e Pagano, Röell e Zechner (2002).

emissões de ADRs alterarem decisões corporativas contrárias aos interesses dos acionistas minoritários. Mostrar esse tipo de evidência é a principal contribuição desse artigo. Mais precisamente, argumentaremos que as emissões de ADRs aumentam a eficiência da gestão de risco cambial das empresas, e mostraremos evidência desse aumento de eficiência ao documentarmos mudanças nos descasamentos cambiais de empresas com e sem ADRs, no ano anterior à crise cambial brasileira de janeiro de 1999.

Para cumprir esses dois objetivos, nossa primeira tarefa é identificar um mecanismo disciplinador na emissão de ADRs, que dê uma vantagem comparativa na detecção de problemas de gerenciamento do risco cambial. Como argumentamos a seguir, Holmstrom e Tirole (1993) identificam um mecanismo que cumpre tal requisito: a pressão imposta por arbitradores das bolsas americanas. De maneira sucinta, Holmstrom e Tirole demonstram que os lucros esperados de transações baseadas em informação privada aumentam com a liquidez do mercado de ações. Segue que, em mercados líquidos, como o americano, arbitradores têm um maior incentivo para coletar informações, e, ao usá-las em suas transações, acabam por transmiti-las para os preços. Em equilíbrio, o risco de uma decisão ineficiente levar a uma queda abrupta no preço da ação deve, portanto, ser maior no mercado de ações americano do que em mercados de capitais de países que oferecem uma baixa proteção aos acionistas minoritários, que, como La Porta, Lopes-de-Silanes, Shleifer e Vishny (1998) mostram, são em geral, menores e menos líquidos. Ao emitir ADRs, portanto, as empresas se comprometem a aumentar a eficiência, de forma a evitar que os preços das ADRs revelem ineficiências administrativas.²

Ora, muito provavelmente, arbitradores de mercados globalizados, como o americano, estão particularmente atentos a fluxos internacionais de capital. Para esses arbitradores, um candidato natural para ganhos é vender ADRs de empresas com passivos cambiais descobertos em países com elevada probabilidade de entrar em uma

² De fato, a disciplina imposta pelo arbitrador americano se estende ao mercado de ações de origem da empresa estrangeira, quando os preços domésticos se alinharem aos das ADRs, para evitar oportunidades de arbitragem. Daí a razão para o mecanismo disciplinador das ADRs ser relevante, mesmo que a fração das ações da empresa no mercado americano seja relativamente pequena.

crise cambial. Caso a crise cambial ocorra, perdas cambiais inevitavelmente impactarão os resultados dessas empresas. Arbitradores, portanto, têm incentivos para monitorar a gestão de risco cambial das empresas emissoras de ADRs. E, antecipando o monitoramento, tais empresas devem dar uma atenção especial ao gerenciamento do risco cambial. Essa atenção especial não deve existir para as empresas que não emitiram ADRs se, como argumentam Holmstrom e Tirole (1993), arbitradores das bolsas dos países de origem têm menos incentivos para detectar problemas de gestão.

Temos, então, um candidato para ação gerencial disciplinada pela emissão de ADRs: a gestão do risco cambial. Para testarmos esse candidato, investigaremos como empresas emissoras de ADRs gerenciaram o risco cambial na véspera da crise cambial brasileira de 1999. Essa crise nos dá um experimento natural para nossos testes, por duas razões. La Porta, Lopes-de-Silanes, Shleifer e Vishny (1997, 1998) mostram que países que seguem a tradição do direito francês, como o Brasil, em geral, oferecem uma fraca proteção aos investidores, tendo, assim, mercados de capitais menos desenvolvidos, com um menor número de empresas listadas e estruturas acionárias mais concentradas.³ Logo, vis-à-vis o mercado de capitais americano, o mercado brasileiro certamente atende à condição de menor liquidez da análise de Holmstrom e Tirole (1993). Uma segunda razão para usarmos a crise cambial brasileira de 1999 em nossos testes é que ela sucedeu às crises da Ásia de 1997 e da Rússia de 1998, sendo um caso típico de crise com epicentro no exterior. A idéia é que crises com epicentro externo constituem um evento em que arbitradores internacionais têm vantagens comparativas naturais, em relação aos investidores domésticos, para detectar riscos de perdas de capital. Assim sendo, o papel disciplinador das ADRs deve ser tão grande quanto possível.

Nosso experimento será investigar se, no ano anterior à crise de janeiro de 1999, as empresas com ADRs reduziram o descasamento cambial – definido como as dívidas cambiais líquidas de ativos e derivativos de câmbio – mais intensamente do que as empresas sem ADRs. Em caso positivo, interpretaremos o resultado como evidência que ADRs aumentam a eficiência da gestão de risco cambial.

³ Para uma análise da estrutura de controle e propriedade das empresas brasileiras, ver Valadares (2002).

De fato, durante o ano de 1998, as empresas com ADRs reduziram, em média, a proporção de descasamento cambial sobre os ativos em 6,4 pontos percentuais, relativamente às empresas sem ADRs. Como a taxa de câmbio sofreu uma desvalorização de 58,8% nos primeiros dois meses de 1999, essa redução mais intensa do descasamento cambial possibilitou um ganho financeiro médio de 3,8% dos ativos, nesse curto período de tempo.

Ainda que tenhamos encontrado evidência de melhor gestão do risco cambial pelas empresas com ações listadas em bolsas americanas, seria interessante obter uma evidência mais conclusiva em favor do papel disciplinador dos arbitradores das bolsas americanas. Como argumentamos a seguir, a crise cambial brasileira de 2002 nos possibilita um teste mais direto da influência dos arbitradores internacionais sobre as decisões gerenciais das empresas com ADRs. A crise de 2002 oferece um contraste interessante em relação à crise de 1999 por duas razões. Primeiro, enquanto a crise de 1999 aconteceu em um regime de câmbio administrado, a de 2002 foi em um regime de câmbio flutuante. Segundo, a crise de 2002 teve uma clara dimensão doméstica: expectativas de mudanças de política econômica, associadas à elevada probabilidade de vitória (concretizada) de um partido de esquerda nas eleições presidenciais. A escalada do câmbio e a crescente vantagem do candidato da esquerda tornaram a crise cambial de 2002 muito mais previsível que a crise de 1999.

A maior previsibilidade da crise de 2002 implica uma diluição da vantagem informacional dos arbitradores estrangeiros. Diante de uma forte expectativa de depreciação do câmbio, empresas com descasamentos cambiais muito provavelmente tomam medidas preventivas, independentemente da disciplina imposta pela emissão de ADRs. Caso o ajuste mais intenso das empresas com ADRs na crise de 1999 se deva à pressão dos arbitradores internacionais, então, na crise de 2002, não deveríamos observar uma diferença de ajuste tão significativa. De fato, nossos resultados mostram que não houve diferenças significativas na variação dos descasamentos cambiais das empresas com e sem ADRs na crise de 2002.

O restante do artigo prossegue da seguinte forma. A próxima seção descreve a base de dados e apresenta estatísticas descritivas da amostra. A seção 3 descreve a análise econométrica e os resultados principais. A seção 4 discute a robustez dos resultados e

interpretações alternativas. Em particular, uma comparação entre o ajustamento cambial de multinacionais e empresas brasileiras com ADRs sugere que os ajustes das últimas não são explicados por uma obrigação de publicar demonstrativos financeiros em dólares. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões do trabalho.

2 Descrição dos Dados

Neste artigo, testamos se a emissão de ADRs melhora o gerenciamento de risco cambial, levando as empresas a reduzirem mais intensamente seus descasamentos cambiais em antecipação às crises cambiais provocadas predominantemente por choques externos. Para realizar esse teste, o primeiro passo é construir uma amostra que contenha empresas com e sem ADRs. Além disso, precisamos definir um período amostral que englobe uma crise com epicentro externo. Como mostramos nas duas próximas subseções, esses dois requisitos não são os únicos determinantes da nossa amostra.

2.1 Seleção da Amostra e Base de Dados

A base de dados da *Económica* serviu como ponto de partida na seleção das empresas. De um grupo inicial de 477 empresas com ações listadas na bolsa, construímos um painel não balanceado de 313 empresas. Foram excluídas as empresas pertencentes ao setor financeiro e de seguros (43 empresas); as que não tinham capital aberto entre dezembro de 1998 e dezembro de 2001 (75); as empresas-*holding* diversificadas que detinham participação de empresas financeiras ou que não possuíam receitas consolidadas operacionais (27); as com balanço com data-base diferente de dezembro (2); e, as que não tinham demonstrativos financeiros disponíveis no nosso período amostral (14). Três empresas também foram excluídas por apresentarem balanços praticamente idênticos a outras empresas da amostra que pertenciam ao mesmo grupo econômico.⁴

Tendo caracterizado a amostra, o próximo passo é obter informações sobre as variáveis financeiras que usaremos na nossa análise: ativo total, receita total, lucratividade operacional e dívida bancária, sendo esta última a soma das dívidas em

⁴ Este foi o caso da Gerdau e Gerdau Met, Telemig Celular e Telemig Celular Participações e a Brasil Telecom Participações e a Brasil Telecom. De cada part de empresas, optamos por deixar na amostra a que tinha o maior ativo total.

moeda estrangeira com as dívidas em moeda doméstica, inclusive debêntures. Todas essas variáveis financeiras são dos demonstrativos financeiros consolidados. Enquanto o ativo total, a receita total, a lucratividade operacional e as debêntures foram coletados a partir da base de dados da *Economática*, a composição em moeda das dívidas bancárias e dos ativos foi coletada a partir das notas explicativas dos balanços consolidados.

O uso dos demonstrativos financeiros consolidados das empresas – em vez dos demonstrativos das controladoras – se deve ao fato de muitas empresas de capital aberto brasileiras serem empresas-*holding*, sem receitas operacionais ou dívidas em moeda estrangeira no período analisado. Adicionalmente, muitas empresas analisadas, mesmo aquelas que não eram *holding*, faziam captação no exterior ou detinham ativos cambiais através de empresas controladas. Portanto, ao consolidarmos os dados, estamos analisando, também, as empresas não listadas em bolsa, que são controladas diretamente ou indiretamente pelas empresas da nossa amostra.

Além de variáveis financeiras, coletamos dados de exportações e importações das empresas da nossa amostra, através da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). Para conciliarmos os dados da SECEX com os dados financeiros, identificamos as empresas pelo Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas (CNPJ). Tal identificação implica que as empresas com CNPJs diferentes são tratadas como empresas distintas, mesmo que pertençam ao mesmo grupo. Como usamos dados consolidados, obtivemos, também, as exportações e importações de 334 empresas controladas ou coligadas às empresas controladoras de nossa amostra. A nossa medida de exportação foi, então, construída como o valor máximo entre a soma das exportações das controladoras e das controladas (ponderada pelas respectivas participações acionárias) e dos valores das exportações consolidadas informados nas notas explicativas dos balanços.⁵ Com relação às importações, utilizamos apenas a base de dados da SECEX, pois quase nenhum demonstrativo financeiro informa os valores gastos com importações. Tanto os valores exportados como importados foram convertidos para *reais* pela taxa de câmbio média do ano e, assim como as demais variáveis descritas nesta seção, foram posteriormente deflacionadas pelo IPCA.

⁵ Os CNPJs das controladas e as respectivas participações acionárias das empresas abertas controladoras foram obtidos nos demonstrativos financeiros consolidados das empresas.

Um importante condicionante para a realização de nossos testes é a existência de dados desagregados sobre a variação do descasamento cambial na véspera da crise cambial de janeiro de 1999. Definimos descasamento cambial como sendo os passivos cambiais líquidos dos ativos cambiais e das posições de derivativos de câmbio. O passivo cambial é constituído pela soma dos valores dos empréstimos em moeda estrangeira, dívidas comerciais, financiamentos com fornecedores e títulos no exterior. Os ativos cambiais são a soma dos valores das aplicações financeiras denominadas em moeda estrangeira (disponibilidades em moeda estrangeira, títulos públicos indexados ao dólar e créditos de clientes no exterior) e dos derivativos de câmbio. Uma empresa sem descasamento cambial tem, portanto, 100% do passivo cambial coberto por *hedge* (soma de aplicações em moeda estrangeira com derivativos de câmbio).

Os dados de dívidas em moeda estrangeira e das aplicações financeiras cambiais foram construídos a partir das notas explicativas dos demonstrativos financeiros anuais consolidados das empresas, disponibilizados pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM). As posições de derivativos cambiais informadas nas notas explicativas dos balanços englobam as posições em *swaps* cambiais contratados no país ou no exterior, e as posições de outros derivativos de câmbio como futuros, *forwards* e opções de dólar.⁶ Complementarmente, usamos os dados de *swaps* cambiais realizados entre instituições financeiras e empresas não-financeiras, entre 1999 e 2001, registrados na Central de Custódia e Liquidação (CETIP). Esses dados foram construídos por Oliveira (2004), a partir de informações confidenciais do Banco Central do Brasil.

Por fim, usamos o banco de dados da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), para obter informações sobre quais empresas de nossa amostra tinham ações listadas nos Estados Unidos através de ADRs. Também obtivemos na CVM dados sobre que empresas em nossa amostra tinham mais de 50% das ações em nome de estrangeiros, que chamaremos de empresas multinacionais, ou pertencentes ao Estado, que chamaremos de empresas estatais.

⁶ Para medir precisamente as posições em opções cambiais é necessário saber o preço de exercício de cada opção. Como essa informação mais detalhada não estava disponível para a maioria das empresas, consideramos as posições financeiras consolidadas das opções informadas nas notas dos balanços.

2.2 Período Amostral

Tendo selecionado as empresas que irão formar nossa amostra, passamos para a descrição do período amostral. Usamos a crise cambial brasileira ocorrida em janeiro de 1999 como experimento natural. Após a crise da Ásia em 1997, a moratória do governo da Rússia e a “quebra” do *hedge fund Long Term Capital Management (LTCM)* em 1998, iniciou-se um intenso ataque especulativo ao Brasil. Em resposta, o governo brasileiro tentou manter o regime de câmbio administrado, recorrendo a empréstimos externos expressivos.⁷ No entanto, a pressão sobre as reservas internacionais continuou, resultando na flexibilização do regime cambial e em uma depreciação cambial de 58,8% nos primeiros dois meses de 1999.⁸

A base principal da nossa análise consiste de dados entre dezembro de 1997 e dezembro de 1998. Como a crise de 1999 ocorreu em meados de janeiro, a comparação da posição de dezembro de 1998 com a de dezembro de 1997 permite identificar que empresas conseguiram se antecipar à crise de janeiro de 1999, aumentando suas posições compradas em moeda estrangeira ou reduzindo suas dívidas cambiais antes da desvalorização.

Como argumentamos na introdução, o ano de 2002 oferece um contraponto interessante à crise de 1999. Em 2002, a economia brasileira sofreu uma nova crise cambial, que depreciou a taxa de câmbio em aproximadamente 53%. Porém, ao contrário da crise de 1999, a de 2002 se deu em um regime de câmbio flutuante. Ora, a trajetória de depreciação da taxa de câmbio certamente exerceu uma pressão para as empresas ajustarem seus descasamentos cambiais. Adicionalmente, a crise de 2002 teve um fator doméstico – a vitória de um partido de esquerda na eleição presidencial – que, por si só, deve ter induzido várias empresas a ajustarem seus descasamentos cambiais. O regime de câmbio flutuante e o caráter interno da crise de 2002 diminuem, portanto, a importância da pressão de arbitadores internacionais para a cobertura do risco cambial das empresas. Ao estendermos nossa amostra até a crise de 2002 obtemos, assim, um

⁷ Em 2 de dezembro de 1998, três pacotes de ajuda externa foram aprovados: US\$18 bilhões pelo FMI, US\$ 9 bilhões pelo Banco Mundial e Banco Interamericano de Desenvolvimento, e US\$14,5 bilhões pelos países do G7.

⁸ De setembro a dezembro de 1998, o Brasil sofreu uma redução da ordem de US\$ 33 bilhões de suas reservas internacionais, líquidas das obrigações de curto prazo do Banco Central e das obrigações junto ao FMI. Em janeiro de 1999, houve uma perda adicional de aproximadamente US\$ 8 bilhões.

teste da hipótese que explica a gestão de risco cambial das empresas com ADRs a partir da pressão de arbitradores internacionais. Sob essa hipótese, empresas com ADRs devem ter feito um ajuste mais intenso de seus descasamentos cambiais antes da crise de 1999, mas não antes da crise de 2002.

Segue, então, que nosso período de análise vai de dezembro de 1997 a dezembro de 2002. Esse período nos permite comparar os ajustes relativos dos descasamentos cambiais nas crises de 1999 e 2002 e, também, nos períodos entre as duas crises. A figura 1 mostra a trajetória da taxa de câmbio nominal brasileira durante o período amostral. Em particular, a figura mostra as grandes depreciações cambiais ocorridas no início de 1999 e ao longo do ano de 2002.

2.3 Estatísticas da Amostra

Nossa primeira tarefa é identificar, entre as empresas da amostra, quais são emissoras de ADRs. A tabela 1 mostra que o número de empresas emissoras de ADRs é crescente no período analisado, partindo de 35 empresas em 1997 e chegando a 65 em 2002. Por outro lado, observa-se uma redução no número de empresas multinacionais de 26 em 1997 para 20 em 2002.

A tabela 2 apresenta a evolução do descasamento cambial médio sobre os ativos por tipos de empresas. De dezembro de 1997 a dezembro de 1998, as empresas com ADRs reduziram seus descasamentos de 17,4% para 12%, enquanto as empresas sem ADRs aumentaram seus descasamentos de 10,1% para 11,6% dos ativos no mesmo período. Já as empresas multinacionais reduziram seus descasamentos de 16,3% para 13,8%, enquanto as empresas nacionais aumentaram seus descasamentos de 10,5% para 11,5% dos ativos. Na próxima seção investigaremos os determinantes da maior redução dos descasamentos cambiais pelas empresas com ADRs vis-à-vis suas respectivas contrapartes.

3 Empresas com ações listadas no exterior ajustam mais intensamente seus descasamentos cambiais antes de crises?

Nesta seção, faremos uma análise multivariada para compararmos a variação de descasamento cambial de empresas com e sem ADRs, controlando por características das empresas. Inicialmente, discutimos as variáveis de controle que serão incluídas na regressão e, em seguida, descrevemos os principais resultados para as crises cambiais de 1999 e de 2002.

3.1 Variáveis de controle

Independentemente da existência de ADRs negociados no exterior, é provável que, frente a um risco de crise cambial, algumas empresas tenham uma maior propensão a ajustar seus descasamentos cambiais. Por exemplo, Mian (1996) argumenta que quanto maior for o tamanho da empresa, maiores são as economias de escala para a implementação de um sistema de gerenciamento de risco. Logo, é de se esperar que empresas de maior porte tenham uma maior probabilidade de ajustar descasamentos cambiais em antecipação a crises cambiais. Assim sendo, utilizamos o logaritmo do ativo total (nossa medida de tamanho) como variável de controle em nossas regressões.

Outra característica que pode influenciar a decisão de especular ou de fazer *hedge* em períodos de crises é a disponibilidade de recursos internos. Mesmo que a empresa seja monitorada por investidores estrangeiros e sofra uma pressão para fazer *hedge*, pode ser que ela não tenha recursos suficientes para assumir posições compradas em dólar ou para pagar seus passivos cambiais. Por outro lado, Froot, Scharfstein e Stein (1993) prevêm uma relação negativa entre liquidez e *hedge*. A interpretação é que as empresas mais líquidas estão mais preparadas para enfrentar uma crise, podendo ficar mais expostas ao risco cambial. Como medidas de liquidez, usamos uma variável de fluxo, que mede a lucratividade das empresas (lucro operacional sobre os ativos), e outra de estoque, calculada pela diferença entre o passivo e ativo circulante sobre o ativo total (descasamento de maturidade).

Há razões para supor que a alavancagem financeira deva influenciar a decisão de cobrir descasamentos cambiais. Por um lado, Smith e Stulz (1985) demonstram que empresas com maiores riscos de estresse financeiro podem querer fazer *hedge* para

reduzir a volatilidade de seus fluxos de caixa. Por outro lado, Jensen e Meckling (1976) e Ljungqvist (1994) demonstram que, em determinadas situações, pode ser ótimo para as empresas alavancadas especularem como, por exemplo, no caso em que os acionistas percebem suas ações como opções sobre o valor das empresas. Controlamos essas duas possibilidades ao incluir a dívida total sobre o ativo total como *proxy* para risco de estresse financeiro.

Testamos, também, se a origem do capital acionário tem influência nas decisões de gerenciamento do risco cambial. Para isso, incluímos na regressão duas variáveis binárias para controlar, respectivamente, o controle acionário estatal ou estrangeiro. As empresas estatais podem ter, por exemplo, melhores informações sobre a atuação do governo no mercado de câmbio. Se esse for o caso, elas vão querer reduzir seus descasamentos cambiais antes das depreciações cambiais. Por outro lado, as estatais podem optar por não fazer *hedge* cambial em períodos de aumento de demanda por moeda estrangeira, para não pressionar ainda mais a taxa de câmbio e assim prejudicar uma tentativa do governo de impedir uma depreciação acentuada da taxa de câmbio.

As multinacionais, por sua vez, podem apresentar um gerenciamento mais eficiente do risco cambial em períodos de crises internacionais, por possuírem subsidiárias em diferentes países, possibilitando aos controladores uma vantagem informacional sobre a economia internacional. Uma outra possível razão para um ajuste cambial mais intenso pelas multinacionais é um maior conservadorismo quanto às perdas cambiais, gerado pela necessidade de publicar balanços em moeda estrangeira.⁹ Além desses fatores, as matrizes estrangeiras podem também ter ações listadas em bolsas americanas e sofrer o monitoramento de investidores estrangeiros. No entanto, mesmo que esse seja o caso, não necessariamente deveríamos esperar um maior ajuste cambial antes das crises por essas empresas, pois a subsidiária pode ser suficientemente pequena para que o risco de perdas cambiais não estimule arbitradores internacionais a monitorarem a gestão de risco da subsidiária.

Além da origem do capital acionário, a participação das exportações e das importações na receita total muito provavelmente influencia as decisões de *hedge*

⁹ Esse conservadorismo também pode ser uma característica das empresas com ADRs. Testaremos essa interpretação alternativa na seção que analisa a robustez dos resultados.

cambial. As empresas exportadoras devem ser menos propensas a fazer *hedge* na eminência de uma crise cambial, pois a resposta de suas receitas à depreciação compensa, pelo menos em parte, eventuais perdas patrimoniais. Em contraste, importadores devem ser mais propensos a fazer *hedge*. Por outro lado, tanto as empresas exportadoras como as importadoras participam ativamente do mercado de câmbio, tendo mais incentivos a coletar informações sobre as economias de seus parceiros e concorrentes comerciais. Essas características podem propiciar informações privadas sobre a conjuntura econômica internacional, e podem levar essas empresas a reduzirem seus descasamentos cambiais nas vésperas das crises.

Por fim, utilizamos o descasamento cambial das empresas sobre os ativos totais, defasado em um período, como variável de controle. A idéia aqui é que, diante de um aumento da incerteza, empresas com elevados descasamentos cambiais podem ser mais propensas a diminuir seus descasamentos cambiais porque, em caso de ocorrência de uma depreciação cambial, suas perdas seriam maiores. Adicionalmente, tudo o mais constante, uma depreciação do câmbio eleva o descasamento cambial (medido em moeda doméstica), impactando relativamente mais as empresas com maiores passivos cambiais descobertos, mesmo que nenhuma empresa tenha contraído dívidas cambiais adicionais.

A tabela 3 apresenta os valores médios anuais das variáveis de controle e de outras características das empresas no período amostral. As primeiras duas linhas mostram o valor do ativo e da receita total como uma aproximação do tamanho das empresas analisadas. As reduções dos valores dos ativos e das receitas medidas em dólares se devem às depreciações da taxa de câmbio real ocorridas no período. Quando medimos os ativos e as receitas totais em *reais*, observamos uma trajetória crescente de ambas as variáveis (resultados não descritos na tabela). A tabela mostra, ainda, que o lucro operacional aumentou significativamente durante o período amostral, chegando a 7,9% dos ativos em 2002. O nível de endividamento total sobre os ativos também foi crescente (com exceção do ano de 2000), partindo de 27,1% em 1997 e atingindo 39,1% em 2002. Adicionalmente, as empresas tinham um descasamento de maturidade médio negativo antes da crise de 1999, isto é, as empresas tinham ativos líquidos suficientes para pagar os passivos de curto prazo. A combinação de liquidez com baixo endividamento sugere que o risco de estresse financeiro não deve ter sido um problema

severo para a maior parte das empresas na amostra. Entretanto, o nível de descasamento cambial cresceu de 11,8% para 12,5% dos ativos entre 1997 e 1998. A depreciação cambial de 58,8% ocorrida nos primeiros dois meses de 1999 provocou uma expressiva perda financeira para as empresas com esse nível médio de descasamento cambial. A partir de 2000, o descasamento cambial passou a seguir uma trajetória descendente, atingindo 6,8% dos ativos em 2002. Por fim, a tabela 3 mostra que as empresas obtiveram, no período amostral, receitas de exportação que oscilaram entre 9,5 e 11% da receita total e despesas de importação entre 3,8 e 5,5%.

A tabela 4 apresenta resultados de testes de igualdade de média das variáveis de controle entre as empresas com e sem ADRs. As variáveis cujas diferenças de média são significativas podem estar afetando a gestão de risco cambial das empresas nos anos relevantes para a análise da crise de 1999 (1997 e 1998) e da crise de 2002 (2002 e 2001). Entre essas variáveis, observamos que, em todos os anos analisados, as empresas com ADRs tinham mais ativos do que as empresas sem ADRs e uma maior proporção delas eram estatais. Em 1998 e 1999, a lucratividade operacional foi maior entre as empresas com ADRs. A tabela mostra, ainda, que, em dezembro de 1997, as empresas com ADRs tinham, em média, 7,3 pontos percentuais a mais de descasamentos cambiais sobre os ativos, do que as empresas sem ADRs. A partir do ano de 1998, essa diferença de descasamento cambial deixa de ser significativa. Em relação a participação das exportações e importações na receita total, com exceção da maior parcela de importações no ano de 1998 pelo grupo de empresas sem ADRs, não havia diferenças significativas entre os dois grupos em nenhum dos anos analisados. Por fim, a tabela mostra que o percentual de empresas multinacionais nos dois grupos também é igual estatisticamente.

Os resultados da tabela 4 apontam para a necessidade de controlarmos diferenças intrínsecas das empresas com e sem ADRs. Por exemplo, é possível que as empresas com ADRs tenham reduzido relativamente mais seus descasamentos cambiais em 1998, simplesmente por serem maiores que as empresas sem ADRs e, conseqüentemente, terem economias de escala para implementar sistemas de gerenciamento de risco.

3.2 A Crise de 1999

Nesta subseção, apresentamos os principais resultados do artigo, ou seja, comparamos a magnitude de ajuste do descasamento cambial das empresas com e sem ADRs em antecipação à crise cambial de janeiro de 1999.

Para analisarmos o ajuste cambial, tomamos a variação anual da razão do descasamento cambial sobre o ativo total como variável dependente na análise multivariada. Na regressão, incluímos as variáveis descritas na subseção anterior e, em particular, nossa variável de interesse (*ADR*): a *dummy* que assume o valor um para as empresas emissoras de ADRs e zero em caso contrário. Se listar ações em bolsas de valores americanas implica um gerenciamento mais eficiente do risco cambial, então as empresas com ADRs devem se antecipar às crises cambiais através de uma redução relativamente maior de seus descasamentos cambiais. Nesse caso, a variável *ADR* terá um coeficiente estimado com sinal negativo (refletindo uma queda relativa no descasamento cambial). Temos, assim, a seguinte equação a ser estimada:

$$\begin{aligned} \Delta(\text{DescasamentoCambial}/\text{AtivoTotal})_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{ADR}_{i,t} + \alpha_2 \text{Multinacional}_{i,t} + \\ & \alpha_3 \text{Estatal}_{i,t} + \alpha_4 \text{Ln}(\text{AtivoTotal})_{i,t} + \alpha_5 (\text{LucroOperacional}/\text{AtivoTotal})_{i,t} + \\ & \alpha_6 (\text{DívidaTotal}/\text{AtivoTotal})_{i,t} + \alpha_7 \text{DescMaturidade}_{i,t} + \alpha_8 (\text{Exportação}/\text{Receita})_{i,t} + \\ & \alpha_9 (\text{Importação}/\text{Receita})_{i,t} + \alpha_{10} (\text{DescasamentoCambial}/\text{AtivoTotal})_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (1)$$

A tabela 5 apresenta os resultados para a variação do descasamento cambial entre dezembro de 1997 e dezembro de 1998, véspera da crise cambial de janeiro de 1999. As empresas com ADRs reduziram seus descasamentos cambiais sobre os ativos em 6,4 pontos percentuais a mais do que as demais empresas (*p*-valor de 0,005). Essa redução foi bastante expressiva, considerando que, em dezembro de 1997, o descasamento cambial médio das empresas com descasamento cambial era de 11,8% dos ativos. Considerando a depreciação cambial de 58,8% ocorrida nos dois primeiros meses de 1999, essa redução do descasamento cambial possibilitou às empresas com ADRs um ganho financeiro médio, relativamente às demais empresas, de 3,8% dos ativos. Temos, então, evidência favorável à hipótese que emitir ADRs aumenta a eficiência do gerenciamento do risco cambial.

Adicionalmente à relevância da variável *ADR*, os resultados da regressão mostram que, antes da crise de 1999, as maiores empresas (em termos dos ativos) aumentaram relativamente seus descasamentos cambiais. Encontramos, também, que as dívidas totais sobre os ativos afetaram positivamente a variação do descasamento cambial sobre os ativos. Tal resultado é consistente com as teorias que relacionam estresse financeiro com incentivos para aumento de risco.

Outra variável altamente significativa é a defasagem da razão do descasamento cambial sobre o ativo total: coeficiente de 30,4% com *p*-valor de 0,001. Esse resultado indica que empresas com maior exposição ao risco cambial são mais propensas a diminuir seus descasamentos cambiais em períodos de crescente incerteza cambial. Analogamente, empresas com maior descasamento de maturidade (menos líquidas) também reduziram mais fortemente seus descasamentos cambiais. Essa relação negativa entre liquidez e *hedge* está de acordo com as teorias de que empresas com menor liquidez estão menos preparadas para enfrentar as crises e, por isso, decidem fazer *hedge*.

Por fim, as empresas multinacionais reduziram seus descasamentos cambiais sobre os ativos (relativamente às empresas brasileiras) em 3,7 pontos percentuais, entretanto, essa redução não é estatisticamente significativa (*p*-valor de 0,116). Ou seja, a pressão dos controladores estrangeiros não foi suficiente para induzir um ajuste significativamente mais intenso do descasamento cambial antes da crise de 1999.

3.3 A Crise de 2002

Nesta subseção, estimamos a equação (1) para a crise cambial de 2002. Se a listagem de ações nas bolsas americanas, de fato, implicar uma pressão de arbitradores por uma gestão mais eficiente do risco cambial, então as empresas com ADRs não devem ter tido um ajuste tão intenso dos descasamentos cambiais na crise de 2002, por pelo menos duas razões. Enquanto a crise de 1999 se deu em um regime de câmbio administrado, a de 2002 se deu em um regime de câmbio flutuante. E, diferentemente da crise de 1999, a de 2002 teve uma clara dimensão doméstica: a perspectiva de vitória de um partido de esquerda nas eleições presidenciais de 2002. Como já argumentamos, essas duas diferenças diminuem a relevância da pressão de arbitradores internacionais para as decisões de ajustamento cambial, durante a crise de 2002.

Esperamos, então, que, na crise de 2002, a diferença entre as variações dos descasamentos cambiais das empresas com e sem ADRs seja menos significativa, caso a pressão de investidores nas bolsas americanas tenha sido um fator determinante para o mais intenso ajuste das empresas com ADRs na crise de 1999.

Como a depreciação cambial em 2002 se estendeu de abril a outubro, o ideal seria usar dados mensais para testarmos a variação relativa do descasamento cambial das empresas com e sem ADRs. Infelizmente, apenas dispomos de dados anuais de descasamento cambial. Assim sendo, usamos a variação do descasamento cambial das empresas entre dezembro de 2001 e dezembro de 2002.

A tabela 6 mostra que, relativamente às empresas sem ações listadas no exterior, as empresas com ADRs não tiveram uma redução estatisticamente significante na razão do descasamento cambial sobre o ativo total: o coeficiente da *dummy* de ADRs é igual a -0,011, com um *p*-valor de 0,588. Já as empresas multinacionais reduziram a razão do descasamento cambial sobre o ativo mais intensamente em 2002 do que em 1998. No entanto, o coeficiente da *dummy* das multinacionais (-0,063) continua a ser não significante ao nível de 10%.

Em relação às demais variáveis de controle, observamos que o logaritmo do ativo total e as dívidas sobre os ativos, que afetaram significativamente a variação do descasamento cambial no ano anterior à crise de 1999, perderam significância na crise de 2002. Por outro lado, as empresas com maiores descasamentos de maturidade se protegeram menos (coeficiente de 0,006 com *p*-valor de 0,034), enquanto que as empresas mais lucrativas se protegeram mais do risco cambial (coeficiente de -0,120 com *p*-valor de 0,039). A única outra variável que afeta de forma significativa a variação do descasamento cambial sobre o ativo é a defasagem do descasamento cambial (coeficiente de -0,180 e *p*-valor de 0,067). O coeficiente negativo dessa variável repete o resultado da crise de 1999: empresas com elevados descasamentos cambiais são mais propensas a diminuir seus descasamentos cambiais diante de um aumento da incerteza cambial.

4 Robustez dos resultados

4.1 Tendência

Uma explicação alternativa para a maior redução dos descasamentos cambiais das empresas com ADRs, antes da crise de 1999, é que ela tenha sido resultado de uma tendência não relacionada à disciplina de arbitadores nas bolsas americanas. A tabela 7 mostra que tal explicação não é consistente com os dados. Nos anos de 1999 e 2001, o coeficiente da variável *ADR* foi positivo e não significativo. Apenas no ano de 2000 encontramos que as empresas com ADRs reduziram seus descasamentos cambiais relativamente às empresas sem ADRs. Tal redução (2,6 pontos percentuais) é, entretanto, de menor magnitude do que a de 1998 (6,4 pontos percentuais) e apenas marginalmente significativa (*p*-valor de 0,092).

Adicionalmente à análise de tendência, estimamos a equação (1) incluindo variáveis indicadoras setoriais, com o intuito de controlar diferenças entre os setores de atividades que, nas regressões anteriores, pudessem estar sendo indevidamente capturadas pela dummy de ADRs. Os resultados principais (não descritos nas tabelas) não foram qualitativamente alterados.¹⁰

4.2 Problemas de endogeneidade

Outra preocupação que tivemos foi verificar se problemas de endogeneidade poderiam impactar nossos resultados. Em particular, endogeneidade pode criar viés nas nossas estimativas, se a decisão de variação do descasamento cambial for feita em conjunto com a decisão de endividamento financeiro (medida na regressão pela razão dívida total sobre ativo total). Para lidar com essa possibilidade, re-estimamos a equação (1), usando a tangibilidade dos ativos (ativo permanente sobre ativo total) como instrumento para a alavancagem. Como usualmente suposto na literatura de estrutura de capital, a tangibilidade dos ativos aumenta a capacidade das empresas oferecerem garantias para os credores. Tais garantias reduzem as perdas dos credores em caso de estresse financeiro da empresa, aumentando sua capacidade de endividamento. Ao

¹⁰ As empresas foram classificadas em 17 setores com base na *Econômica*: Alimentos e Bebidas, Comércio, Construção, Energia Elétrica, Eletroeletrônicos, Máquinas Industriais, Mineração, Minerais não Metálicos, Papel e Celulose, Petróleo e Gás, Química, Siderúrgica e Metalurgia, Telecomunicações, Têxtil, Serviços de Transporte, Veículos e Peças e Outros.

mesmo tempo, a tangibilidade dos ativos depende das operações das empresas, que são tomadas como dadas no momento da decisão sobre a variação dos descasamentos cambiais. Então, nossa hipótese de identificação é que a tangibilidade dos ativos não está correlacionada com as variáveis não observáveis que afetam as decisões das empresas sobre a variação dos descasamentos cambiais.

A tabela 8 mostra que não houve alterações significantes nos resultados ao usarmos a técnica de variáveis instrumentais. Na regressão para o período 1997-1998 (coluna A), o coeficiente estimado da variável *ADR* é igual a -0,068 com *p*-valor de 0,011. Ou seja, as empresas com *ADRs* fizeram um ajuste mais intenso do descasamento cambial antes da crise de 1999.

As demais variáveis permaneceram com o mesmo sinal, mas as medidas de endividamento e de descasamento de maturidade deixaram de ser significantes a 10%, enquanto o coeficiente da variável *Multinacional* passou a ser um pouco mais negativo (-0,041) e marginalmente significativo a 10% (*p*-valor de 0,099). Na coluna B, relatamos os resultados para a crise de 2002. O coeficiente da variável *ADR* permanece não significativa, sendo mais próximo de zero e menos significativo do que o obtido quando estimado por mínimos quadrados ordinários. O teste de Hausman (1978) não rejeita a hipótese de que a diferença dos coeficientes das estimações por mínimos quadrados e por variáveis instrumentais fosse zero em nenhum dos períodos analisados.

Um segundo problema de endogeneidade pode existir se nossas regressões não controlaram alguma característica das firmas com *ADRs*, que seja importante para a gestão do risco cambial. Para lidar com essa possibilidade, usaremos a técnica de *propensity score matching*. No nosso contexto, essa técnica infere o impacto das *ADRs* na gestão do risco cambial ao comparar o ajuste das empresas que emitiram *ADRs* (grupo de tratamento) com o das empresas sem *ADRs* (grupo de controle), que, a menos da emissão, sejam tão similares quanto possível ao grupo de tratamento.

O primeiro passo para a construção do grupo de controle envolve a escolha de variáveis observáveis que expliquem a decisão de emitir *ADRs*. A partir dessas variáveis de seleção e de nossa amostra original, que inclui empresas com e sem *ADRs*, rodamos um modelo PROBIT para a probabilidade das empresas terem emitido *ADRs*.

Temos então, para cada empresa, a probabilidade de emitir ADRs dada pelo PROBIT. E, para cada empresa que emitiu ADRs, podemos selecionar a empresa sem ADRs cuja probabilidade de emitir ADRs é tão próxima quanto possível da probabilidade da empresa que, de fato, emitiu ADRs. Para que esse método de construção do grupo de controle seja válido, entretanto, é necessário que toda empresa emissora de ADRs tenha uma contraparte no grupo de empresas sem ADRs e qualquer empresa sem ADRs tenha probabilidade positiva de emitir. Para aumentar a chance de essas hipóteses serem satisfeitas, restringimos nossa amostra às empresas com e sem ADRs cujos *propensity scores* (i.e. as probabilidades das empresas emitirem ADRs, obtidas no modelo Probit) estejam no suporte comum da distribuição conjunta.¹¹

A tabela 9 apresenta os resultados da aplicação do *propensity score matching* para a variação do descasamento cambial de empresas com e sem ADRs em dezembro de 1998, véspera da crise de 1999, e em dezembro de 2002. Escolhemos como variáveis de seleção as mesmas variáveis de controle descritas na seção anterior, com exceção do descasamento cambial sobre os ativos defasado em um período.¹² O painel A mostra os resultados do PROBIT, e o painel B mostra a diferença estimada do impacto da emissão das ADRs na intensidade do ajuste do risco cambial.

O painel A mostra que apenas o tamanho da empresa afeta significativamente a probabilidade de emissão de ADRs. As demais variáveis, inclusive a dívida total sobre o ativo total não explicaram significativamente a probabilidade de emissão de ADRs pelas empresas brasileiras. Os sinais positivos do logaritmo dos ativos nas estimações nos anos de 1998 e 2002 sugerem que as empresas grandes são mais prováveis de emitir ADRs.

O painel B da tabela 9 mostra uma redução de 9,9 pontos percentuais (significativa a 1%) do descasamento cambial sobre o ativo total das empresas com ADRs, relativamente às similares sem ADRs, em antecipação à crise de 1999. Essa redução foi mais expressiva do que os 6,4 pontos percentuais obtidos a partir da estimação da

¹¹ Para uma descrição mais detalhada do método de *matching* e do uso de *propensity score*, ver Blundell e Dias (2002).

¹² Como o teste de Hausman não sugere que a variável dívida total sobre ativo total seja endógena para a decisão de ajuste de risco cambial, resolvemos mantê-la como um das variáveis independentes do PROBIT da emissão de ADRs. De fato, os resultados do *propensity score matching* não se alteram qualitativamente quando excluimos o endividamento financeiro do PROBIT.

equação (1). Em 2002, os resultados também se mantiveram os mesmos, não havendo diferenças significantes na variação dos descasamentos cambiais entre as empresas com e sem ADRs.

Por fim, a aplicação do *propensity score matching* nos anos entre as crises de 1999 e 2002 (resultados não relatados nas tabelas) não apresenta diferenças significativas nos ajustes cambiais das empresas com e sem ADRs. Esse resultado confirma que o ajuste mais intenso das empresas com ADRs antes da crise de 1999 não é uma simples consequência de uma tendência pré-existente.

4.3 Eficiência de gestão do risco cambial ou maior conservadorismo das empresas com ADRs?

A evidência exibida até agora sugere que embora as empresas brasileiras com ADRs tenham feito um ajuste mais intenso de seus descasamentos cambiais antes da crise de 1999, tal vantagem não se realizou antes da crise de 2002. Nossa interpretação desses resultados aponta para uma pressão disciplinadora de arbitadores internacionais sobre a gestão do risco cambial; pressão essa que é mais relevante em vésperas de crises cambiais com epicentro externo, como a de janeiro de 1999.

Existe, porém, uma outra explicação para os nossos resultados: um conservadorismo excessivo da gestão de risco cambial das empresas com ADRs. Nessa interpretação alternativa, o ajuste do descasamento cambial das empresas com ADRs, antes da crise de 1999, não foi o resultado de uma gestão de risco mais eficiente, mas sim um conservadorismo induzido pela transparência que os demonstrativos financeiros em dólares dão as perdas cambiais. Esse conservadorismo excessivo não apareceria na crise de 2002, porque a previsibilidade desta última teria implicado um forte ajuste cambial em quase todas as empresas.

Para investigarmos essa interpretação alternativa, comparamos (usando *propensity score matching*) a variação do descasamento cambial das empresas brasileiras com ADRs e das empresas sem ADRs controladas por acionistas no exterior. Caso o ajuste mais intenso das empresas com ADRs, que documentamos para a crise de 1999, se deva à necessidade de publicar demonstrativos em moeda estrangeira, então esse viés também deveria estar presente nas empresas multinacionais, que, certamente, também

têm que gerar demonstrativos financeiros em moeda estrangeira. Logo, a redução do descasamento cambial das empresas brasileiras com ADRs (relativamente às multinacionais sem ADRs) nos dá evidência contrária à hipótese de que a diferença dos ajustes antes da crise de 1999 se deva à necessidade de publicar demonstrativos financeiros em moeda estrangeira.

Restringimos então nossa amostra às empresas brasileiras com ADRs (grupo de tratamento) e multinacionais sem ADRs (grupo de controle). As variáveis de seleção do PROBIT são as mesmas usadas na seção anterior para estimar a probabilidade de emissão de ADRs, exceto pela exclusão das indicadoras de estatais e multinacionais.

A tabela 10 mostra evidência contrária à hipótese de conservadorismo excessivo. Em 1998, as empresas brasileiras com ADRs reduziram seus descasamentos cambiais em 7,7 pontos percentuais, relativamente às multinacionais sem ADRs. Essa diferença de ajustamento foi significativa a 1%. Adicionalmente, mostramos que, antes da crise com epicentro interno (2002), as multinacionais sem ADRs ajustaram mais intensamente seus descasamentos cambiais do que as empresas brasileiras com ADRs. Ou seja, se existe um conservadorismo excessivo na gestão do risco cambial, então ele é mais provável de ser um problema para as multinacionais.¹³

5 Conclusões

Uma vasta literatura em finanças documenta vários benefícios para empresas estrangeiras listarem ações nos Estados Unidos. Em particular, enfatiza-se a maior transparência exigida pelo órgão regulador do mercado de capitais americano sobre as firmas emissoras de ADRs, que se reflete em expressivos ganhos de valor para acionistas minoritários em países que oferecem uma fraca proteção legal aos investidores.

¹³ A confiabilidade do *propensity score matching* entre as multinacionais e as brasileiras com ADRs pode estar sendo afetada pela pequena amostra. Para investigarmos essa possibilidade, comparamos a intensidade do ajuste cambial entre as empresas multinacionais e nacionais. Se o ajuste mais intenso na véspera da crise de 1999 pelas empresas com ADRs se deu pela necessidade de publicar demonstrativos em moeda estrangeira, então deveríamos encontrar, também, um ajuste mais intenso das empresas multinacionais em relação às empresas nacionais. Resultados não relatados nas tabelas mostram que, embora as empresas multinacionais tenham reduzido, relativamente às empresas nacionais, seus descasamentos cambiais sobre os ativos nas duas crises (3,3 pontos percentuais em 1998 e 5,2 pontos percentuais em 2002), essas diferenças não são estatisticamente significantes a 10%. Portanto, o ajuste cambial mais intenso das empresas com ADRs não parece ser uma consequência direta da publicação de demonstrativos financeiros em dólares.

Apesar da evidência do papel disciplinador das emissões de ADRs, a literatura existente não mostra exemplos de decisões corporativas que são favoravelmente influenciadas pelas emissões. Este artigo cobre parcialmente tal lacuna ao apresentar evidência de uma área da gestão corporativa que é positivamente afetada pela emissão de ADRs: o gerenciamento do risco cambial das empresas.

Nossa hipótese básica é que arbitradores nas bolsas americanas têm vantagens comparativas em detectar empresas listadas com uma arriscada exposição cambial. A presença desses arbitradores, portanto, impõe pressão nas empresas com ADRs que, a despeito de um elevado risco de crise cambial em seus países de origem, não tenham se protegido contra perdas cambiais. Tal pressão sugere que empresas com ADRs adotem uma gestão mais eficiente do risco cambial.

Para testar essa hipótese, investigamos a variação do descasamento cambial de empresas com e sem ADRs, em antecipação a uma crise cambial com epicentro externo: a crise brasileira de 1999, que sucedeu as crises da Ásia e da Rússia. Se emissões de ADRs melhorarem os incentivos para um gerenciamento mais efetivo do risco cambial, então essas empresas devem reduzir mais intensamente seus descasamentos cambiais do que as empresas que não tenham ações listadas nos Estados Unidos.

Os dados mostram que, no ano anterior à crise de janeiro de 1999, as empresas com ADRs reduziram seus descasamentos cambiais em 6,4 pontos percentuais, relativamente às empresas sem ADRs. Como a taxa de câmbio sofreu uma desvalorização de 58,8% nos primeiros dois meses de 1999, essa redução relativa do descasamento cambial possibilitou a essas empresas um ganho financeiro médio de 3,8% dos ativos.

Para verificar se o ganho cambial das empresas com ADRs reflete a disciplina imposta pelos investidores nas bolsas americanas, analisamos, também, uma crise cambial que, diferentemente da de 1999, teve uma forte dimensão interna: a crise cambial brasileira associada às eleições presidenciais de 2002. Como argumentamos no texto, crises com epicentro interno são mais prováveis a incentivar ajustes cambiais, independentemente da pressão de investidores externos. Logo, se a existência de arbitradores internacionais foi um fator determinante para o forte ajuste dos descasamentos cambiais das empresas com ADRs em antecipação à crise de 1999, então

esse ajuste não deve ter existido na crise de 2002. De fato, os dados mostram que, na crise de 2002, não houve diferenças significativas na variação dos descasamentos cambiais, entre os grupos de empresas com e sem ADRs.

Por fim, mostramos que nossos resultados não estão sendo gerados nem por uma tendência pré-existente de redução dos descasamentos cambiais das empresas com ADRs, nem por um excessivo conservadorismo gerado por uma obrigação de publicar demonstrativos em moeda estrangeira. Nossa análise das crises de 1999 e 2002 sugere, portanto, que a emissão de ADRs impõe uma pressão disciplinadora, que aumenta a eficiência da gestão do risco cambial.

Referências Bibliográficas

Blundell, R. e Dias, C. (2002). “Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics.” University College London and Institute for Fiscal Studies, *Discussion Paper*.

Domowitz, I. Glen e Madhavan (1998). “International cross-listing, and order-flow migration: evidence from Mexico”. *The Journal of Finance*, 53: 2001-2028, 1998.

Doidge, C., Karolyi, G. A. e Stulz, R. (2004). “Why are foreign firms listed in the U.S. worth more?”, *Journal of Financial Economics*, 71: 205-238.

Domowitz, I. Glen e Madhavan (1998). “International cross-listing, and order-flow migration: evidence from Mexico”. *The Journal of Finance*, 53: 2001-2028, 1998.

Foerster, S., e Karolyi, G.A. (1999). “The effects of market segmentation and investor recognition on asset prices: evidence from foreign stocks listing in the U.S.”, *The Journal of Finance*, 54: 981-1014.

Froot, K., Scharfstein, D, e Stein, J.(1993). “Risk management: Coordinating corporate investment and financing policies”, *The Journal of Finance*, 48: 1629-1658.

Geczy, C., Minton, B., e Schrand, C. (1997). “Why firms use currency Derivatives”, *The Journal of Finance*, 2: 1323-1354.

Hausman, J. (1978). “ Specification tests in Econometrics”, *Econometrica* 52: 1219-1240.

Holmström, B. e Tirole, J. “Market liquidity and performance monitoring”, *Journal of Political Economy*, 101: 678-710.

Jensen, C. M. e Meckling, H. W. (1976). “Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure”, *Journal of Financial Economics*, Vol.3, No. 4.

Karolyi (1998). “Why do companies list their shares abroad? (A survey of the evidence and its managerial implications)”. v.7, n.1, Salomon Brothers Monograph Series, New York University, janeiro 1998.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. e Vishny, R. (1998). “Law and finance”, *Journal of Political Economy*, 106, 1113-1155.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. e Vishny, R. (1997). “Determinants of external finance”, *Journal of Finance*, 52: 1131-1150.

Lins, K., Strickland, D. e Zenner, M. (2005) “Do non-U.S. firms issue equity on U.S. exchanges to relax capital constraints?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, n.1, março 2005.

Ljungqvist, L. (1994). “Asymmetric information: A rationale for corporate speculation”, *Journal of Financial Intermediation*, 3: 188-203.

Miller, D. (1999). “The market reaction to international cross-listing: evidence from depositary receipts”, *Journal of Financial Economics*, 51: 103-123.

Mian, S. (1996). “Evidence on corporate hedging”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(3): 419-439.

Oliveira, F. N. (2004). “Demanda de derivativos de câmbio no Brasil. Hedge ou especulação”, Capítulo 2 da Tese de Doutorado em Economia, PUC-Rio.

Pagano, M., Röell, A.A. e Zechner, J. (2002). “The geography of equity listing: why do companies list abroad?”, *The Journal of Finance*, 57: 2651-2694.

Reese, W. e Weisbach, M. (2002). “Protection of minority shareholder interests, cross-listings in the United States, and subsequent equity offerings”, *Journal of Financial Economics*, 66: 65-104.

Smith, C. e Stultz, R. (1985). “The determinants of firms hedging policies”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.20, Issue 4.

Valadares, S. (2002). “Estrutura de controle e propriedade de empresas brasileiras” em *Finanças aplicadas ao Brasil*, Marco Bonomo (org.) – Rio de Janeiro, Editora FGV.

ANEXO: Figuras e Tabelas

Figura 1 - Taxa de Câmbio Nominal

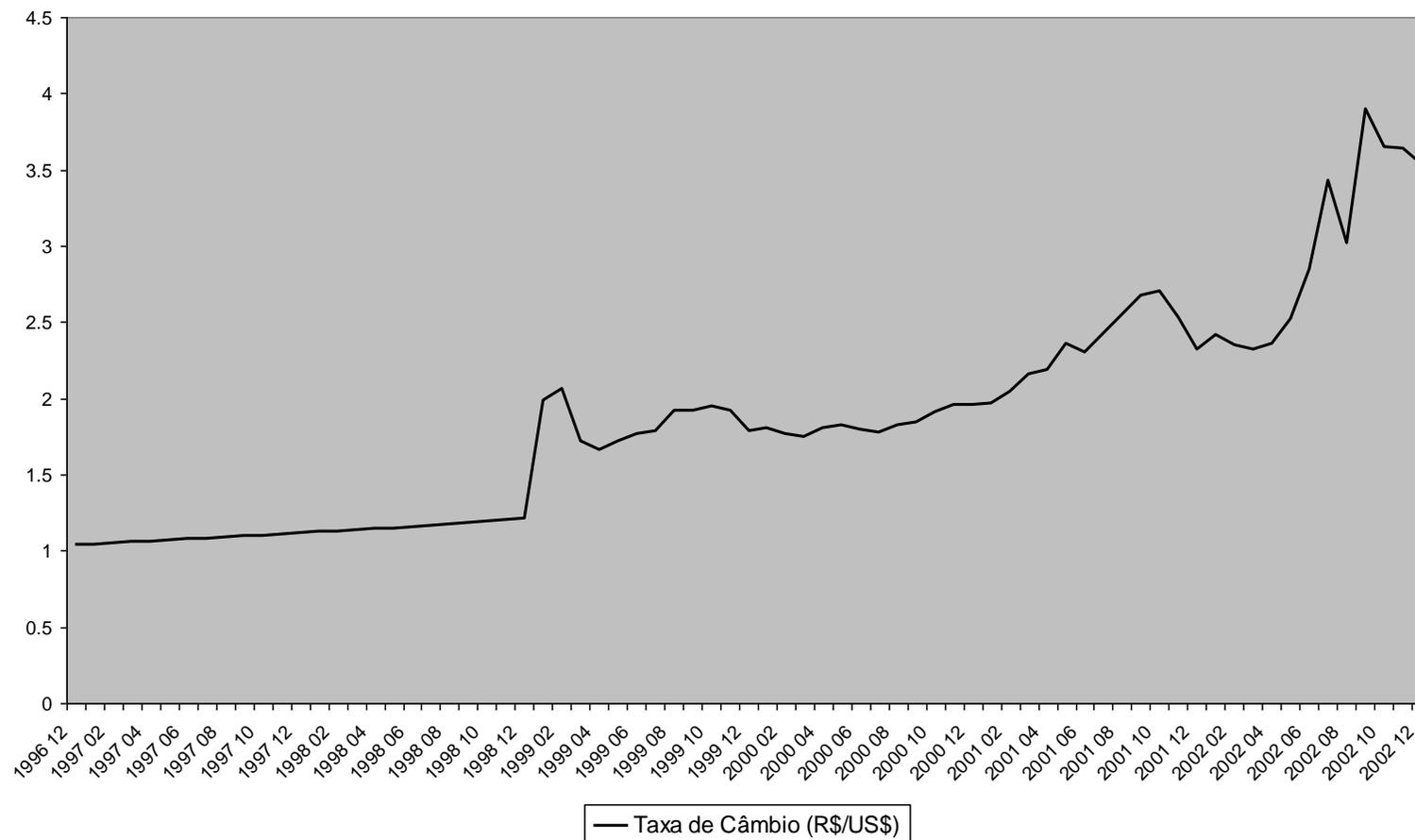


TABELA 1 - Classificação das Empresas Amostras

Esta tabela apresenta o número de empresas analisadas no período amostral. As empresas emissoras de ADRs são as empresas nacionais com ações listadas em bolsas americanas. As multinacionais são aquelas com controle acionário estrangeiro.

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Total de Empresas	259	303	300	295	284	274
Empresas com ADRs	35	46	50	59	64	65
Multinacionais	26	28	26	22	20	20

Tabela 2 - Descasamento Cambial das Empresas da Amostra

Essa tabela apresenta os descasamentos cambiais médios sobre os ativos por grupos de empresas. O descasamento cambial é medido como as dívidas cambiais líquidas de ativos e derivativos de câmbio.

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Empresas com ADRs	17,4%	12,0%	13,3%	10,5%	9,4%	6,8%
Empresas sem ADRs	10,1%	11,6%	11,2%	9,8%	8,1%	5,8%
Multinacionais	16,3%	13,8%	13,3%	15,4%	10,1%	1,7%
Nacionais	10,5%	11,5%	11,4%	9,5%	8,3%	6,4%

Tabela 3 - Estatísticas da Amostra

Esta tabela apresenta os valores médios de algumas características das empresas no período amostral. Os ativos e as receitas totais foram convertidos para dólares pela taxa de câmbio de venda de final de período. O lucro operacional é medido antes dos pagamentos de juros e impostos. O Descasamento de Maturidade é medido pelos passivos correntes menos os ativos correntes normalizados pelos ativos totais. Os dados relativos a essas quatro variáveis foram obtidos na *Economática*. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional. O descasamento cambial é medido pelo total das dívidas cambiais líquidas de ativos e derivativos de câmbio. Essas duas variáveis foram calculadas a partir dos dados das notas explicativas dos balanços das empresas. As exportações são calculadas como o valor máximo entre a soma dos valores exportados pelas empresas controladoras e controladas (ponderados pela respectiva participação acionária), obtidos na Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), e as exportações consolidadas informadas nas notas explicativas dos balanços. As importações são calculadas pela soma dos valores importados pelas empresas controladoras e controladas (ponderadas pelas participações acionárias), obtidos na SECEX. Tanto as exportações como as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média do ano.

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Ativo Total (US\$ milhões)	2.564	2.442	1.795	1.789	1.650	1.132
Receita Total (US\$ milhões)	1.366	1.293	1.008	1.136	1.103	764
Lucro Operacional/Ativo Total	2,7%	3,9%	5,8%	6,5%	8,0%	7,9%
Dívida Total/Ativo Total	27,1%	29,2%	32,7%	31,5%	33,4%	39,1%
Descasamento de Maturidade	-1,7%	-0,2%	2,2%	-0,8%	1,1%	6,0%
Descasamento Cambial/Ativo Total	11,8%	12,5%	12,7%	11,1%	9,5%	6,8%
Exportações/Receita Total	10,0%	9,5%	10,1%	10,2%	11,0%	10,7%
Importações/Receita Total	5,5%	4,5%	4,3%	4,0%	3,8%	3,6%

Tabela 4 - Testes de igualdade de média

Esta tabela apresenta os resultados de testes de igualdade de média de características das empresas com e sem ADR para os anos relevantes para a análise da crise de 1999 (1997 e 1998) e da crise de 2002 (2002 e 2001). O lucro operacional é medido antes dos pagamentos de juros e impostos. O Descasamento de Maturidade é medido pelos passivos correntes menos os ativos correntes normalizados pelos ativos totais. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional. O descasamento cambial é medido pelo total das dívidas cambiais líquidas de ativos e derivativos de câmbio. A variável *Estatal* é uma variável binária que assume o valor um se a empresa for estatal e zero se a empresa for privada. As exportações e as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média do ano. A variável *Multinacional* é uma variável binária que assume o valor um se a empresa tiver o controle acionário estrangeiro e zero se em caso contrário. Os testes assumem igualdade de variâncias ao menos que a hipótese nula de igualdade de variâncias seja rejeitada ao nível de significância de 5%. Reportamos os *p*-valores entre parêntesis e aqueles significantes a 10% estão em negrito.

Tipos de Empresas	Emissoras de ADRs				Sem ADRs				Diferença de média (p-valores)			
	1997 (A)	1998 (B)	2001 (C)	2002 (D)	1997 (E)	1998 (F)	2001 (G)	2002 (H)	1997 (A)-(E)	1998 (B)-(F)	2001 (C)-(G)	2002 (D)-(H)
Ln(Ativo Total)	15,1	15,0	15,3	15,3	13,1	13,0	12,9	12,8	2,0 (0.00)	2,0 (0.00)	2,4 (0.00)	2,4 (0.00)
Lucro Operacional/Ativo Total	3,9%	7,3%	9,1%	8,9%	2,5%	3,2%	6,5%	7,7%	1,5% (0.35)	4,1% (0.00)	2,5% (0.09)	1,2% (0.63)
Dívida Total/Ativo Total	29,0%	26,3%	34,2%	35,7%	25,2%	28,2%	32,1%	36,4%	3,7% (0.33)	-1,9% (0.65)	2,0% (0.75)	-0,7% (0.93)
Descasamento de Maturidade	-4,1%	-2,4%	-4,2%	-4,5%	-2,2%	0,4%	24,1%	32,8%	-1,9% (0.73)	-2,8% (0.60)	-28,3% (0.45)	-37,2% (0.40)
Descasamento Cambial/Ativo Total	17,4%	12,0%	9,5%	6,8%	10,1%	11,6%	8,1%	5,8%	7,3% (0.00)	0,4% (0.86)	1,4% (0.48)	1,1% (0.66)
Estatual	20,0%	15,2%	14,3%	13,8%	2,7%	3,1%	3,2%	3,3%	17,3% (0.00)	12,1% (0.00)	11,1% (0.00)	10,5% (0.00)
Exportações/Receita Total	8,3%	7,5%	9,5%	11,3%	9,6%	9,1%	9,3%	8,9%	-1,3% (0.66)	-1,6% (0.53)	0,2% (0.45)	2,4% (0.29)
Importações/Receita Total	3,4%	2,3%	14,3%	2,8%	5,5%	4,6%	3,5%	3,3%	-2,1% (0.22)	-2,2% (0.08)	10,8% (0.82)	-0,5% (0.59)
Multinacionais	8,6%	10,9%	9,4%	9,2%	10,3%	8,9%	6,4%	6,7%	-1,7% (0.76)	2,0% (0.68)	3,0% (0.41)	2,5% (0.49)

Tabela 5 – Ajuste cambial na véspera da crise de 1999

Esta tabela apresenta os resultados de regressões multivariadas estimadas por mínimos quadrados ordinários. A variável dependente é a variação dos descasamentos cambiais sobre os ativos entre dezembro de 1997 e dezembro de 1998. Os descasamentos cambiais são definidos como os passivos cambiais líquidos de ativos e derivativos de câmbio. A variável *ADR* assume o valor um se a empresa tiver ADRs negociados no exterior e zero em caso contrário. A variável *Multinacional* assume o valor um se a empresa tiver o controle acionário estrangeiro e zero em caso contrário. A variável *Estatual* assume o valor um se a empresa for estatal e zero se a empresa for privada. O lucro operacional é medido antes dos pagamentos de juros e impostos. O descasamento de maturidade é medido pelos passivos correntes menos os ativos correntes normalizados pelos ativos totais. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional. Reportamos os *p*-valores robustos entre parêntesis. As exportações e as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média do ano. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com *, ** e *** respectivamente.

Características das Empresas	Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t
ADR	-0,064*** (0,005)
Multinacional	-0,037 (0,116)
Estatual	-0,010 (0,609)
Ln(Ativo Total)	0,015*** (0,000)
Lucro Operacional/Ativo Total	0,022 (0,793)
Dívida Total/Ativo Total	0,222*** (0,002)
Descasamento de Maturidade	-0,058** (0,040)
Exportações/Receita Total	-0,081* (0,058)
Importações/Receita Total	0,094 (0,285)
Descasamento Cambial/Ativo Total (-1)	-0,304*** (0,001)
Constante	-0,208*** (0,000)
Número de Observações	258
R ²	0,29

Tabela 6 – Ajuste cambial na véspera da crise de 2002

Esta tabela apresenta os resultados de regressões multivariadas estimadas por mínimos quadrados ordinários. A variável dependente é a variação dos descasamentos cambiais sobre os ativos entre dezembro de 2001 e dezembro de 2002. Os descasamentos cambiais são definidos como os passivos cambiais líquidos de ativos e derivativos de câmbio. A variável *ADR* assume o valor um se a empresa tiver ADRs negociados no exterior e zero em caso contrário. A variável *Multinacional* assume o valor um se a empresa tiver o controle acionário estrangeiro e zero em caso contrário. A variável *Estatual* assume o valor um se a empresa for estatal e zero se a empresa for privada. O lucro operacional é medido antes dos pagamentos de juros e impostos. O descasamento de maturidade é medido pelos passivos correntes menos os ativos correntes normalizados pelos ativos totais. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional. Reportamos os *p*-valores robustos entre parêntesis. As exportações e as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média do ano. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com *, ** e *** respectivamente.

Características das Empresas	Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t
ADR	-0,011 (0,588)
Multinacional	-0,063 (0,108)
Estatual	0,023 (0,346)
Ln(Ativo Total)	0,006 (0,271)
Lucro Operacional/Ativo Total	-0,120** (0,039)
Dívida Total/Ativo Total	0,008 (0,485)
Descasamento de Maturidade	0,006** (0,034)
Exportações/Receita Total	-0,047 (0,464)
Importações/Receita Total	0,072 (0,563)
Descasamento Cambial/Ativo Total (-1)	-0,180* (0,067)
Constante	-0,074 (0,243)
Número de Observações	274
R ²	0,07

Tabela 7 – Teste de robustez: ganhos de monitoramento ou tendência de redução dos descasamentos cambiais?

Esta tabela apresenta os resultados de regressões multivariadas estimadas por mínimos quadrados ordinários. A variável dependente é a variação dos descasamentos cambiais sobre os ativos anuais nos períodos entre dezembro de 1999 e dezembro de 2001. Os descasamentos cambiais são definidos como os passivos cambiais líquidos de ativos e derivativos de câmbio. A variável *ADR* assume o valor um se a empresa tiver ADRs negociados no exterior e zero em caso contrário. A variável *Multinacional* assume o valor um se a empresa tiver o controle acionário estrangeiro e zero em caso contrário. A variável *Estatual* assume o valor um se a empresa for estatal e zero se a empresa for privada. O lucro operacional é medido antes dos pagamentos de juros e impostos. O descasamento de maturidade é medido pelos passivos correntes menos os ativos correntes normalizados pelos ativos totais. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional. Reportamos os *p*-valores robustos entre parêntesis. As exportações e as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média do ano. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com *, ** e *** respectivamente.

Características das Empresas	Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t				
	1997-1998	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
ADR	-0,064*** (0,005)	0,004 (0,783)	-0,026* (0,092)	0,001 (0,926)	-0,011 (0,588)
Multinacional	-0,037 (0,116)	0,005 (0,815)	0,029 (0,324)	-0,037 (0,189)	-0,063 (0,108)
Estatual	-0,010 (0,609)	0,029* (0,087)	-0,000 (0,995)	-0,004 (0,792)	0,023 (0,346)
Ln(Ativo Total)	0,015*** (0,000)	0,002 (0,552)	0,014*** (0,008)	0,004 (0,282)	0,006 (0,271)
Lucro Operacional/Ativo Total	0,022 (0,793)	-0,233 (0,117)	-0,140** (0,015)	-0,091** (0,025)	-0,120** (0,039)
Dívida Total/Ativo Total	0,222*** (0,002)	0,356*** (0,000)	0,119*** (0,002)	0,025 (0,192)	0,008 (0,485)
Descasamento de Maturidade	-0,058** (0,040)	-0,187*** (0,001)	-0,056*** (0,006)	0,001 (0,428)	0,006** (0,034)
Exportações/Receita Total	-0,081* (0,058)	-0,002 (0,954)	0,044 (0,297)	0,005 (0,875)	-0,047 (0,464)
Importações/Receita Total	0,094 (0,285)	-0,149 (0,146)	-0,012 (0,864)	0,151 (0,112)	0,072 (0,563)
Descasamento Cambial/Ativo Total (-1)	-0,304*** (0,001)	-0,552*** (0,000)	-0,701*** (0,000)	-0,235*** (0,000)	-0,180* (0,067)
Constante	-0,208*** (0,000)	-0,056 (0,274)	-0,143** (0,014)	-0,050 (0,251)	-0,074 (0,243)
Número de Observações	258	296	287	284	274
R ²	0,29	0,65	0,68	0,19	0,07

Tabela 8 – Teste de robustez: endogeneidade da alavancagem financeira

Esta tabela apresenta os resultados de regressões multivariadas estimadas por variáveis instrumentais, usando a tangibilidade dos ativos como instrumento para as dívidas totais sobre os ativos totais. A variável dependente é a variação dos descasamentos cambiais sobre os ativos entre dezembro de 1997 e dezembro de 1998 (coluna A) e entre dezembro de 2001 e dezembro de 2002 (coluna B). Os descasamentos cambiais são definidos como os passivos cambiais líquidos de ativos e derivativos de câmbio. A variável *ADR* assume o valor um se a empresa tiver ADRs negociados no exterior e zero em caso contrário. A variável *Multinacional* assume o valor um se a empresa tiver o controle acionário estrangeiro e zero em caso contrário. A variável *Estatal* assume o valor um se a empresa for estatal e zero se a empresa for privada. O lucro operacional é medido antes dos pagamentos de juros e impostos. O descasamento de maturidade é medido pelos passivos correntes menos os ativos correntes normalizados pelos ativos totais. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional. Reportamos os *p*-valores robustos entre parêntesis. As exportações e as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média do ano. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com *, ** e *** respectivamente.

Características das Empresas	Δ (Descasamento Cambial/Ativos Totais) _t	
	1997-1998 (A)	2001-2002 (B)
ADR	-0,068** (0,011)	-0,004 (0,873)
Multinacional	-0,041* (0,099)	-0,032 (0,481)
Estatal	-0,014 (0,482)	0,081* (0,095)
Ln(Ativo Total)	0,016*** (0,001)	-0,004 (0,723)
Lucro Operacional/Ativo Total	0,018 (0,822)	0,259 (0,369)
Dívida Total/Ativo Total	0,167 (0,245)	0,272 (0,152)
Descasamento de Maturidade	-0,038 (0,513)	-0,017 (0,367)
Exportações/Receita Total	-0,074 (0,125)	-0,066 (0,465)
Importações/Receita Total	0,110 (0,205)	-0,331 (0,322)
Descasamento Cambial/Ativo Total (-1)	-0,256* (0,069)	-0,361* (0,057)
Constante	-0,208*** (0,000)	-0,040 (0,677)
Número de Observações	258	274
R ²	0,27	-

Tabela 9: Teste de robustez: endogeneidade das ADRs

O painel A apresenta os resultados de uma regressão PROBIT para calcular a probabilidade de cada empresa de nossa amostra ter emitido ADRs. As variáveis ADR, Multinacional e Estatal são variáveis indicadoras que assumem o valor um se a empresa, respectivamente, tiver emitido ADR, tiver o controle acionário estrangeiro ou for estatal. O lucro operacional é medido antes dos pagamentos de juros e impostos. O descasamento de maturidade é medido pelos passivos correntes menos os ativos correntes normalizados pelos ativos totais. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional, inclusive debêntures. No painel B, Matchings é o tamanho da amostra casada de empresas com e sem ADRs. As empresas sem ADRs selecionadas são as que possuem o *propensity score* mais próximo quanto possível das empresas com ADRs, após a amostra ser restringida às empresas no *suporte comum*. $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (ADR=1) e $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (ADR=0) são, respectivamente, os valores médios das variações do descasamento cambial sobre os ativos das empresas com e sem ADRs na amostra casada. Diferença $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ é o efeito médio do tratamento sobre as empresas tratadas, dado pela diferença entre as variações do descasamento cambial sobre os ativos das empresas com e sem ADRs. Os intervalos de confiança (1, 5 e 10%) são calculados por *bootstrapping* através de 1000 replicações. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com *, ** e *** respectivamente.

Painel A: Probabilidade de ter emitido ADRs (PROBIT)

Características das Empresas	1998	2002
Multinacional	-0,311 (0,399)	-0,394 (0,261)
Estatal	0,116 (0,792)	-0,243 (0,577)
Ln(Ativo Total)	0,477*** (0,000)	0,716*** (0,000)
Lucro Operacional/Ativo Total	0,315 (0,874)	-0,657 (0,668)
Dívida Total/Ativo Total	0,034 (0,956)	-0,649 (0,276)
Descasamento de Maturidade	-0,200 (0,730)	-0,642 (0,260)
Exportações/Receita Total	-0,326 (0,637)	0,562 (0,449)
Importações/Receita Total	-1,543 (0,417)	-2,525 (0,231)
Constante	-7,704*** (0,000)	-10,494*** (0,000)
Número de Observações	258	274
Pseudo-R ²	0,24	0,36
Chi ² (p-valor)	0,000	0,000

Painel B: Propensity Score Matching

	1998	2002
Matchings	138	159
Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t (ADR=1)	-0,041	-0,026
Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t (ADR=0)	0,058	-0,038
Diferença Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t	-0,099***	0,012
Intervalo de Confiança (1%)	(-0,284;-0,020)	(-0,066;0,191)
Intervalo de Confiança (5%)	(-0,232;-0,041)	(-0,043;0,134)
Intervalo de Confiança (10%)	(-0,238;0,054)	(-0,033;0,119)

Tabela 10: Teste de robustez: eficiência de gestão cambial ou maior conservadorismo das empresas com ADRs?

Nesta tabela restringimos a amostra às empresas brasileiras com ADRs e as empresas sem ADRs com controle acionário estrangeiro. O painel A apresenta os resultados de uma regressão PROBIT para calcular a probabilidade de cada empresa de nossa amostra ter emitido ADRs. No painel B, *Matchings* é o tamanho da amostra casada de empresas brasileiras com ADRs e das empresas multinacionais sem ADRs. As empresas multinacionais selecionadas são as que possuem o *propensity score* mais próximo quanto possível das empresas brasileiras com ADRs, após a amostra ser restringida às empresas no *suporte comum*. $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (ADR) e $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (Multinacional) são, respectivamente, os valores médios das variações do descasamento cambial sobre os ativos das empresas brasileiras com ADRs e das empresas sem ADRs com controle acionário estrangeiro na amostra casada. Diferença $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ é o efeito médio do tratamento sobre as empresas tratadas, dado pela diferença entre a variação do descasamento cambial sobre os ativos das empresas brasileiras com ADRs e das empresas multinacionais sem ADRs. Os intervalos de confiança (1, 5 e 10%) são calculados por *bootstrapping* através de 1000 replicações. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com *, ** e *** respectivamente.

Painel A: Probabilidade de ter emitido ADRs (PROBIT)		
Características das Empresas	1998	2002
Ln(Ativo Total)	0,360** (0,024)	0,233 (0,136)
Lucro Operacional/Ativo Total	-2,245 (0,476)	-5,869** (0,039)
Dívida Total/Ativo Total	1,008 (0,499)	0,343 (0,718)
Descasamento de Maturidade	0,054 (0,966)	-0,158 (0,89)
Exportações/Receita Total	0,217 (0,876)	0,480 (0,624)
Importações/Receita Total	-5,617* (0,083)	-2,470 (0,24)
Constante	-4,919** (0,047)	-1,997 (0,38)
Número de Observações	58	79
Pseudo-R ²	0,17	0,15
Chi ² (p-valor)	0,039	0,079
Painel B: Propensity Score Matching		
	1998	2002
<i>Matchings</i>	54	71
Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t (ADR)	-0,040	-0,028
Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t (Multinacional)	0,037	-0,219
Diferença Δ (Descasamento Cambial/Ativo Total) _t	-0,077***	0,191***
Intervalo de Confiança (1%)	(-0,166;-0,010)	(0,030;0,434)
Intervalo de Confiança (5%)	(-0,186;-0,028)	(0,085;0,382)
Intervalo de Confiança (10%)	(-0,161;-0,046)	(0,100;0,369)

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>

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

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

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

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

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

- 90 Bank Privatization and Productivity: Evidence for Brazil** Dec/2004
Márcio I. Nakane and Daniela B. Weintraub
- 91 Credit Risk Measurement and the Regulation of Bank Capital and Provision Requirements in Brazil – a Corporate Analysis** Dec/2004
Ricardo Schechtman, Valéria Salomão Garcia, Sergio Miki Koyama and Guilherme Cronemberger Parente
- 92 Steady-State Analysis of an Open Economy General Equilibrium Model for Brazil** Apr/2005
Mirta Noemi Sataka Bugarin, Roberto de Goes Ellery Jr., Victor Gomes Silva, Marcelo Kfoury Muinhos
- 93 Avaliação de Modelos de Cálculo de Exigência de Capital para Risco Cambial** Abr/2005
Claudio H. da S. Barbedo, Gustavo S. Araújo, João Maurício S. Moreira e Ricardo S. Maia Clemente
- 94 Simulação Histórica Filtrada: Incorporação da Volatilidade ao Modelo Histórico de Cálculo de Risco para Ativos Não-Lineares** Abr/2005
Claudio Henrique da Silveira Barbedo, Gustavo Silva Araújo e Eduardo Facó Lemgruber
- 95 Comment on Market Discipline and Monetary Policy by Carl Walsh** Apr/2005
Maurício S. Bugarin and Fábria A. de Carvalho
- 96 O que É Estratégia: uma Abordagem Multiparadigmática para a Disciplina** Ago/2005
Anthero de Moraes Meirelles
- 97 Finance and the Business Cycle: a Kalman Filter Approach with Markov Switching** Aug/2005
Ryan A. Compton and Jose Ricardo da Costa e Silva
- 98 Capital Flows Cycle: Stylized Facts and Empirical Evidences for Emerging Market Economies** Aug/2005
Helio Mori e Marcelo Kfoury Muinhos
- 99 Adequação das Medidas de Valor em Risco na Formulação da Exigência de Capital para Estratégias de Opções no Mercado Brasileiro** Set/2005
Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, e Eduardo Facó Lemgruber
- 100 Targets and Inflation Dynamics** Oct/2005
Sergio A. L. Alves and Waldyr D. Areosa
- 101 Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates** Mar/2006
Marcelo Kfoury Muinhos and Márcio I. Nakane
- 102 Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazilian Payroll Loans** Apr/2006
Ana Carla A. Costa and João M. P. de Mello
- 103 The Effect of Adverse Supply Shocks on Monetary Policy and Output** Apr/2006
Maria da Glória D. S. Araújo, Mirta Bugarin, Marcelo Kfoury Muinhos and Jose Ricardo C. Silva

- 104 Extração de Informação de Opções Cambiais no Brasil** Abr/2006
Eui Jung Chang e Benjamin Miranda Tabak
- 105 Representing Roommate's Preferences with Symmetric Utilities** Apr/2006
José Alvaro Rodrigues Neto
- 106 Testing Nonlinearities Between Brazilian Exchange Rates and Inflation Volatilities** May/2006
Cristiane R. Albuquerque and Marcelo Portugal
- 107 Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking** Jun/2006
Márcio I. Nakane, Leonardo S. Alencar and Fabio Kanczuk
- 108 O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais** Jun/2006
Eduardo A. S. Rodrigues, Victorio Chu, Leonardo S. Alencar e Tony Takeda
- 109 The Recent Brazilian Disinflation Process and Costs** Jun/2006
Alexandre A. Tombini and Sergio A. Lago Alves
- 110 Fatores de Risco e o *Spread* Bancário no Brasil** Jul/2006
Fernando G. Bignotto e Eduardo Augusto de Souza Rodrigues
- 111 Avaliação de Modelos de Exigência de Capital para Risco de Mercado do Cupom Cambial** Jul/2006
Alan Cosme Rodrigues da Silva, João Maurício de Souza Moreira e Myrian Beatriz Eiras das Neves
- 112 Interdependence and Contagion: an Analysis of Information Transmission in Latin America's Stock Markets** Jul/2006
Angelo Marsiglia Fasolo
- 113 Investigação da Memória de Longo Prazo da Taxa de Câmbio no Brasil** Ago/2006
Sergio Rubens Stancato de Souza, Benjamin Miranda Tabak e Daniel O. Cajueiro
- 114 The Inequality Channel of Monetary Transmission** Aug/2006
Marta Areosa and Waldyr Areosa
- 115 Myopic Loss Aversion and House-Money Effect Overseas: an Experimental Approach** Sep/2006
José L. B. Fernandes, Juan Ignacio Peña and Benjamin M. Tabak
- 116 Out-Of-The-Money Monte Carlo Simulation Option Pricing: the Joint Use of Importance Sampling and Descriptive Sampling** Sep/2006
Jaqueline Terra Moura Marins, Eduardo Saliby and Josete Florencio dos Santos
- 117 An Analysis of Off-Site Supervision of Banks' Profitability, Risk and Capital Adequacy: a Portfolio Simulation Approach Applied to Brazilian Banks** Sep/2006
Theodore M. Barnhill, Marcos R. Souto and Benjamin M. Tabak
- 118 Contagion, Bankruptcy and Social Welfare Analysis in a Financial Economy with Risk Regulation Constraint** Oct/2006
Aloísio P. Araújo and José Valentim M. Vicente

119	A Central de Risco de Crédito no Brasil: uma Análise de Utilidade de Informação <i>Ricardo Schechtman</i>	Out/2006
120	Forecasting Interest Rates: an Application for Brazil <i>Eduardo J. A. Lima, Felipe Ludovice and Benjamin M. Tabak</i>	Oct/2006
121	The Role of Consumer's Risk Aversion on Price Rigidity <i>Sergio A. Lago Alves and Mirta N. S. Bugarin</i>	Nov/2006
122	Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: a Phillips Curve Model With Threshold for Brazil <i>Arnildo da Silva Correa and André Minella</i>	Nov/2006
123	A Neoclassical Analysis of the Brazilian "Lost-Decades" <i>Flávia Mourão Graminho</i>	Nov/2006
124	The Dynamic Relations between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence for Brazil <i>Benjamin M. Tabak</i>	Nov/2006
125	Herding Behavior by Equity Foreign Investors on Emerging Markets <i>Barbara Alemanni and José Renato Haas Ornelas</i>	Dec/2006
126	Risk Premium: Insights over the Threshold <i>José L. B. Fernandes, Augusto Hasman and Juan Ignacio Peña</i>	Dec/2006
127	Uma Investigação Baseada em Reamostragem sobre Requerimentos de Capital para Risco de Crédito no Brasil <i>Ricardo Schechtman</i>	Dec/2006
128	Term Structure Movements Implicit in Option Prices <i>Caio Ibsen R. Almeida and José Valentim M. Vicente</i>	Dec/2006
129	Brazil: Taming Inflation Expectations <i>Afonso S. Bevilaqua, Mário Mesquita and André Minella</i>	Jan/2007
130	The Role of Banks in the Brazilian Interbank Market: Does Bank Type Matter? <i>Daniel O. Cajueiro and Benjamin M. Tabak</i>	Jan/2007
131	Long-Range Dependence in Exchange Rates: the Case of the European Monetary System <i>Sergio Rubens Stancato de Souza, Benjamin M. Tabak and Daniel O. Cajueiro</i>	Mar/2007
132	Credit Risk Monte Carlo Simulation Using Simplified Creditmetrics' Model: the Joint Use of Importance Sampling and Descriptive Sampling <i>Jaqueline Terra Moura Marins and Eduardo Saliby</i>	Mar/2007
133	A New Proposal for Collection and Generation of Information on Financial Institutions' Risk: the Case of Derivatives <i>Gilneu F. A. Vivan and Benjamin M. Tabak</i>	Mar/2007
134	Amostragem Descritiva no Apreçamento de Opções Europeias através de Simulação Monte Carlo: o Efeito da Dimensionalidade e da Probabilidade de Exercício no Ganho de Precisão <i>Eduardo Saliby, Sergio Luiz Medeiros Proença de Gouvêa e Jaqueline Terra Moura Marins</i>	Abr/2007

- 135 **Evaluation of Default Risk for the Brazilian Banking Sector** May/2007
Marcelo Y. Takami and Benjamin M. Tabak
- 136 **Identifying Volatility Risk Premium from Fixed Income Asian Options** May/2007
Caio Ibsen R. Almeida and José Valentim M. Vicente
- 137 **Monetary Policy Design under Competing Models of Inflation Persistence** May/2007
Solange Gouvea e Abhijit Sen Gupta
- 138 **Forecasting Exchange Rate Density Using Parametric Models: the Case of Brazil** May/2007
Marcos M. Abe, Eui J. Chang and Benjamin M. Tabak
- 139 **Selection of Optimal Lag Length in Cointegrated VAR Models with Weak Form of Common Cyclical Features** Jun/2007
Carlos Enrique Carrasco Gutiérrez, Reinaldo Castro Souza and Osmani Teixeira de Carvalho Guillén
- 140 **Inflation Targeting, Credibility and Confidence Crises** Aug/2007
Rafael Santos and Aloísio Araújo
- 141 **Forecasting Bonds Yields in the Brazilian Fixed income Market** Aug/2007
Jose Vicente and Benjamin M. Tabak
- 142 **Crises Análise da Coerência de Medidas de Risco no Mercado Brasileiro de Ações e Desenvolvimento de uma Metodologia Híbrida para o Expected Shortfall** Ago/2007
Alan Cosme Rodrigues da Silva, Eduardo Facó Lemgruber, José Alberto Rebello Baranowski e Renato da Silva Carvalho
- 143 **Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data** Sep/2007
Solange Gouvea
- 144 **The Effect of Bid-Ask Prices on Brazilian Options Implied Volatility: a Case Study of Telemar Call Options** Oct/2007
Claudio Henrique da Silveira Barbedo and Eduardo Facó Lemgruber
- 145 **The Stability-Concentration Relationship in the Brazilian Banking System** Oct/2007
Benjamin Miranda Tabak, Solange Maria Guerra, Eduardo José Araújo Lima and Eui Jung Chang
- 146 **Movimentos da Estrutura a Termo e Critérios de Minimização do Erro de Previsão em um Modelo Paramétrico Exponencial** Out/2007
Caio Almeida, Romeu Gomes, André Leite e José Vicente
- 147 **Explaining Bank Failures in Brazil: Micro, Macro and Contagion Effects (1994-1998)** Oct/2007
Adriana Soares Sales and Maria Eduarda Tannuri-Pianto
- 148 **Um Modelo de Fatores Latentes com Variáveis Macroeconômicas para a Curva de Cupom Cambial** Out/2007
Felipe Pinheiro, Caio Almeida e José Vicente
- 149 **Joint Validation of Credit Rating PDs under Default Correlation** Oct/2007
Ricardo Schechtman

- 150 **A Probabilistic Approach for Assessing the Significance of Contextual Variables in Nonparametric Frontier Models: an Application for Brazilian Banks** Oct/2007
Roberta Blass Staub and Geraldo da Silva e Souza
- 151 **Building Confidence Intervals with Block Bootstraps for the Variance Ratio Test of Predictability** Nov/2007
Eduardo José Araújo Lima and Benjamin Miranda Tabak
- 152 **Demand for Foreign Exchange Derivatives in Brazil: Hedge or Speculation?** Dec/2007
Fernando N. de Oliveira and Walter Novaes
- 153 **Aplicação da Amostragem por Importância à Simulação de Opções Asiáticas Fora do Dinheiro** Dez/2007
Jaqueline Terra Moura Marins
- 154 **Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves** Dec/2007
Adriana Soares Sales and Maria Tannuri-Pianto
- 155 **Does Curvature Enhance Forecasting?** Dec/2007
Caio Almeida, Romeu Gomes, André Leite and José Vicente
- 156 **Escolha do Banco e Demanda por Empréstimos: um Modelo de Decisão em Duas Etapas Aplicado para o Brasil** Dez/2007
Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane
- 157 **Is the Investment-Uncertainty Link Really Elusive? The Harmful Effects of Inflation Uncertainty in Brazil** Jan/2008
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 158 **Characterizing the Brazilian Term Structure of Interest Rates** Feb/2008
Osmani T. Guillen and Benjamin M. Tabak
- 159 **Behavior and Effects of Equity Foreign Investors on Emerging Markets** Feb/2008
Barbara Alemanni and José Renato Haas Ornelas
- 160 **The Incidence of Reserve Requirements in Brazil: Do Bank Stockholders Share the Burden?** Feb/2008
Fábia A. de Carvalho and Cyntia F. Azevedo
- 161 **Evaluating Value-at-Risk Models via Quantile Regressions** Feb/2008
Wagner P. Gaglianone, Luiz Renato Lima and Oliver Linton
- 162 **Balance Sheet Effects in Currency Crises: Evidence from Brazil** Apr/2008
Marcio M. Janot, Márcio G. P. Garcia and Walter Novaes
- 163 **Searching for the Natural Rate of Unemployment in a Large Relative Price Shocks' Economy: the Brazilian Case** May/2008
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 164 **Foreign Banks' Entry and Departure: the recent Brazilian experience (1996-2006)** Jun/2008
Pedro Fachada
- 165 **Avaliação de Opções de Troca e Opções de Spread Europeias e Americanas** Jul/2008
Giuliano Carrozza Uzêda Iorio de Souza, Carlos Patrício Samanez e Gustavo Santos Raposo

- 166 **Testing Hyperinflation Theories Using the Inflation Tax Curve: a case study** Jul/2008
Fernando de Holanda Barbosa and Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 167 **O Poder Discriminante das Operações de Crédito das Instituições Financeiras Brasileiras** Jul/2008
Clodoaldo Aparecido Annibal
- 168 **An Integrated Model for Liquidity Management and Short-Term Asset Allocation in Commercial Banks** Jul/2008
Wenersamy Ramos de Alcântara
- 169 **Mensuração do Risco Sistêmico no Setor Bancário com Variáveis Contábeis e Econômicas** Jul/2008
Lucio Rodrigues Capelletto, Eliseu Martins e Luiz João Corrar
- 170 **Política de Fechamento de Bancos com Regulador Não-Benevolente: Resumo e Aplicação** Jul/2008
Adriana Soares Sales
- 171 **Modelos para a Utilização das Operações de Redesconto pelos Bancos com Carteira Comercial no Brasil** Ago/2008
Sérgio Mikio Koyama e Márcio Issao Nakane
- 172 **Combining Hodrick-Prescott Filtering with a Production Function Approach to Estimate Output Gap** Aug/2008
Marta Areosa
- 173 **Exchange Rate Dynamics and the Relationship between the Random Walk Hypothesis and Official Interventions** Aug/2008
Eduardo José Araújo Lima and Benjamin Miranda Tabak
- 174 **Foreign Exchange Market Volatility Information: an investigation of real-dollar exchange rate** Aug/2008
Frederico Pechir Gomes, Marcelo Yoshio Takami and Vinicius Ratton Brandi
- 175 **Evaluating Asset Pricing Models in a Fama-French Framework** Dec/2008
Carlos Enrique Carrasco Gutierrez and Wagner Piazza Gaglianone
- 176 **Fiat Money and the Value of Binding Portfolio Constraints** Dec/2008
Mário R. Páscoa, Myrian Petrassi and Juan Pablo Torres-Martínez
- 177 **Preference for Flexibility and Bayesian Updating** Dec/2008
Gil Riella
- 178 **An Econometric Contribution to the Intertemporal Approach of the Current Account** Dec/2008
Wagner Piazza Gaglianone and João Victor Issler
- 179 **Are Interest Rate Options Important for the Assessment of Interest Rate Risk?** Dec/2008
Caio Almeida and José Vicente
- 180 **A Class of Incomplete and Ambiguity Averse Preferences** Dec/2008
Leandro Nascimento and Gil Riella
- 181 **Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model** Apr/2009
André Minella and Nelson F. Souza-Sobrinho

182 Avaliação de Opções Americanas com Barreiras Monitoradas de Forma Discreta

Abr/2009

Giuliano Carozza Uzêda Iorio de Souza e Carlos Patrício Samanez