



**Marcio Magalhães Janot**

**Ensaio sobre descasamentos cambiais, *hedge* e  
desempenho das empresas brasileiras em crises cambiais**

**Tese de Doutorado**

Tese apresentada como requisito parcial para  
obtenção do título de Doutor pelo Programa de  
Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio.

Orientadores: Márcio Gomes Pinto Garcia  
Walter Novaes Filho

Rio de Janeiro, setembro 2006

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



**Marcio Magalhães Janot**

**Ensaio sobre descasamentos cambiais, *hedge* e  
desempenho das empresas brasileiras em crises cambiais**

Tese apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

**Márcio Gomes Pinto Garcia**  
Orientador  
PUC-Rio

**Walter Novaes Filho**  
Orientador  
PUC-Rio

**Ilan Goldfajn**  
PUC-Rio

**Maria Cristina Terra**  
EPGE-FGV

**Mário Mesquita**  
Banco Central do Brasil

**Sérgio Firpo**  
PUC-Rio

**João Nogueira**  
Coordenador(a) Setorial do Centro de Ciências Sociais - PUC-Rio

Rio de Janeiro, 01 de setembro de 2006

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

### **Marcio Magalhães Janot**

Graduou-se em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (FEA-UFRJ). Recebeu o título de mestre em Economia pela Pontifícia Universidade Católica (PUC-Rio), com a dissertação “Previsão de Insolvência Bancária no Brasil: aplicação de diferentes modelos entre 1995 e 1998”. Especializou-se em finanças internacionais e macroeconomia pela PUC-Rio. Atualmente trabalha no Banco Central do Brasil.

#### Ficha Catalográfica

Ensaio sobre descasamentos cambiais, hedge e desempenho das empresas brasileiras em crises cambiais / Marcio Magalhães Janot ; orientadores: Márcio Gomes Pinto Garcia, Walter Novaes Filho. – 2006.

119 f. : il. ; 30 cm

Tese (doutorado em Economia)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Descasamento cambial. 3. Hedge. 4. Efeitos patrimoniais. 5. ADR. 6. Crises cambiais. 7. Regimes cambiais. I. Garcia, Márcio Gomes Pinto. II. Novaes Filho, Walter. III. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

Para Gisele, minha esposa, pelo apoio em todos os momentos.

## **Agradecimentos**

Ao meu orientador Márcio Garcia pelo apoio e incentivo que venho recebendo desde a dissertação de mestrado, sempre me orientando a produzir trabalhos de qualidade.

Ao meu orientador Walter Novaes, cuja contribuição, a esse trabalho e à minha formação acadêmica, foi de grande importância.

Aos membros da comissão julgadora - Ilan Goldfajn, Maria Cristina Terra, Mário Mesquita e Sérgio Firpo - e ao professor Marco Antônio Bonomo, pelas sugestões e críticas.

Ao Banco Central do Brasil, pela licença concedida, sem a qual este trabalho não poderia ter sido realizado.

A Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) por ter cedido a base de dados de exportações e importações.

Ao amigo Fernando Nascimento por ter cedido a base de dados de sua tese de doutorado para a elaboração desse trabalho.

Ao professor Juliano Assunção, por ter sugerido o uso da técnica de diferenças-em-diferenças no estudo dos efeitos patrimoniais das depreciações cambiais.

Aos assistentes de pesquisa Thiago Jannuzzi, Jorge A. M. Silva e Luis Ornellas, que me auxiliaram na coleta de dados.

A todos os professores e funcionários do Departamento de Economia pela formação e auxílio recebidos ao longo do curso.

Aos meus pais, irmãos e amigos que sempre me incentivaram a conseguir esse objetivo.

## Resumo

Janot, Marcio Magalhães. **Ensaio sobre descasamentos cambiais, hedge e desempenho das empresas brasileiras em crises cambiais**. Rio de Janeiro, 2007. 119p. Tese de Doutorado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Esta tese de doutorado consiste de três ensaios relacionados ao gerenciamento de risco cambial e ao desempenho das empresas brasileiras em períodos de crises cambiais. O primeiro ensaio testa se as perdas patrimoniais implicadas pelas depreciações cambiais reduzem o investimento das empresas. Encontramos que, entre 2001 e 2003, empresas com elevados descasamentos cambiais na véspera da crise reduziram seus investimentos em 8,1 pontos percentuais, comparativamente às demais empresas de capital aberto. Mostramos, também, que a depreciação cambial aumentou a competitividade das empresas exportadoras, mas, ainda assim, implicou perda de 12,5 pontos percentuais no investimento das exportadoras com descasamentos cambiais, relativamente às demais exportadoras. Essas quedas estimadas de investimento são economicamente muito relevantes, corroborando a importância dos efeitos patrimoniais negativos das depreciações cambiais. O segundo ensaio investiga se a listagem de ações nos Estados Unidos através de ADRs disciplina as decisões corporativas. Mostramos que as 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 arbitradores internacionais. Finalmente, o terceiro ensaio testa se as garantias governamentais de que não haverá uma desvalorização significativa do câmbio, implícitas nos regimes de câmbio administrado, estimulam um endividamento excessivo em moeda estrangeira. Dados de empresas brasileiras, antes e depois do fim do regime de câmbio administrado em 1999, sugerem que tais garantias não são relevantes para a decisão de endividamento em moeda estrangeira.

## Palavras-chave

descasamento cambial; hedge; efeitos patrimoniais; crises cambiais; ADR; regimes cambiais; empresas brasileiras.

## **Abstract**

Janot, Marcio Magalhães. **Essays on currency mismatches, hedge and performance of Brazilian firms in currency crises.** Rio de Janeiro, 2007. 119p. Phd. Thesis - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This thesis consists of three essays that relate the currency risk management with the performance of Brazilian firms in currency crises. The first essay tests if the exchange-rate balance sheet effects of the currency depreciation reduce the companies' investments. We find that, between 2001 and 2003, firms that shortly before the crisis had large currency mismatches decreased their investment rates by 8.1 percentage points, relatively to other public firms. Moreover, we show that the currency depreciation implied large competitive gains for the exporters, and yet the investment of exporters with large currency mismatches fell by 12.5 percentage points, relatively to other exporters. The estimated falls in investment are economically very relevant, thereby corroborating the relevance of negative exchange-rate balance sheet effects of currency depreciation. The second essay investigate if the cross-listing in the U.S., mainly through ADRs, discipline corporate decisions. Using data on the Brazilian currency crisis of 1999, we show that firms with ADRs manage their currency risk more effectively. Anticipating the crisis, ADR firms reduced the average ratio of their currency mismatches over assets by 6.4 percentage points, relatively to other public firms. Additional results link this stronger adjustment to the pressure of international arbitrageurs. Finally, the third essay tests if the government guaranties that there won't be a large devaluation of the exchange rate, implicitly in a fixed exchange-rate regime, bias corporate borrowing towards foreign currency. Data on Brazilian firms, before and after the end of the fixed exchange rate regime in 1999, suggest that the implicit guarantees do not have a relevant impact on firms' incentives to issue foreign debt.

## **Palavras-chave**

Currency mismatch; hedge; balance sheet effects; currency crises; ADR; exchange rate regimes; Brazilian companies.

## Sumário

1	Introdução	12
2	Efeitos patrimoniais em crises cambiais: evidências da crise brasileira de 2002	14
2.1.	Introdução	14
2.2.	Evidência existente	17
2.3.	Descrição dos dados	19
2.3.1.	Período amostral	19
2.3.2.	Seleção da amostra e base de dados	20
2.3.3.	Estatísticas da amostra	24
2.4.	Os Efeitos Patrimoniais das Depreciações Cambiais sobre o investimento	27
2.4.1.	Grupos de tratamento e controle	27
2.4.2.	Metodologia e resultados	29
2.4.2.1.	Diferenças-em-diferenças	30
2.4.2.2.	Propensity score matching	35
2.4.3.	Robustez dos resultados	38
2.5.	O efeito competitividade das depreciações cambiais sobre o investimento	39
2.6.	Conclusões	43
3	Ganhos da globalização do capital acionário em crises cambiais	45
3.1.	Introdução	45
3.2.	Descrição dos Dados	49
3.2.1.	Seleção da amostra e base de dados	49
3.2.2.	Período amostral	52
3.2.3.	Estatísticas da amostra	53
3.3.	Empresas com ações listadas no exterior ajustam mais intensamente seus descasamentos cambiais antes de crises?	54

3.3.1. Variáveis de controle	54
3.3.2. A Crise de 1999	58
3.3.3. A Crise de 2002	60
3.4. Robustez dos resultados	61
3.4.1. Tendência	61
3.4.2. Problemas de endogeneidade	62
3.4.3. Eficiência de gestão do risco cambial ou maior conservadorismo das empresas com ADRs?	64
3.5. Conclusões	66
4 Garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado estimulam um endividamento excessivo em moeda estrangeira?	68
4.1. Introdução	68
4.2. Descrição dos dados	72
4.2.1. Período Amostral	72
4.2.2. Seleção da amostra e base de dados	73
4.2.3. Estatísticas da amostra	76
4.3. Garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado	77
4.3.1. Grupos de tratamento e controle	78
4.3.2. Viés de seleção e especificação econométrica	80
4.4. Resultados Principais	83
4.4.1. Testes de Robustez	85
4.4.1.1. Diferentes tendências no tempo	85
4.4.1.2. Outra medida de endividamento cambial	85
4.4.1.3. Diferentes grupos de controle e de tratamento	86
4.5. Conclusões	87
5 Conclusão	89
6 Referências bibliográficas	90
7 Apêndices	93
7.1. Gráficos	93
7.2. Apêndice do capítulo 2	94

7.3. Apêndice do capítulo 3	103
7.4. Apêndice ao capítulo 4	112

## Lista de figuras

Gráfico 1: Taxa de Câmbio Nominal	93
-----------------------------------	----

## Lista de tabelas

Tabela 1: Número de empresas da amostra por setor de atividade	94
Tabela 2: Características das empresas da amostra	95
Tabela 3: Estatísticas Descritivas	96
Tabela 4: Distribuição do descasamento cambial das empresas em 2001	97
Tabela 5: Testes de igualdade de médias entre as empresas descasadas e não descasadas	98
Tabela 6: Efeitos patrimoniais sobre o Investimento: diferenças-em-diferenças	99
Tabela 7: Efeitos patrimoniais sobre o Investimento- <i>propensity score</i> <i>matching</i>	100
Tabela 8: Testando a existência de diferentes tendências temporais entre os grupos de tratamento e de controle (“exercício de falsificação”)	101
Tabela 9: Efeito Patrimonial e Competitividade após a Crise Cambial de 2002	102
Tabela 10: Classificação das Empresas Amostras	103
Tabela 11: Descasamento Cambial das Empresas da Amostra	103
Tabela 12: Estatísticas da Amostra	104
Tabela 13: Testes de igualdade de médias entre as empresas com e sem ADRs	105
Tabela 14: Ajuste cambial na véspera da crise cambial de 1999	106
Tabela 15: Ajuste cambial na crise cambial de 2002	107
Tabela 16: Testes de robustez: ganhos de monitoramento ou tendência de redução dos descasamentos cambiais?	108

Tabela 17: Testes de robustez: endogeneidade da alavancagem financeira	109
Tabela 18: Testes de robustez: endogeneidade das ADRs	110
Tabela 19: Testes de robustez: eficiência de gestão cambial ou maior conservadorismo das empresas com ADRs?	111
Tabela 20: Estatísticas Descritivas	112
Tabela 21 Distribuição do <i>hedge</i> cambial das empresas na véspera da mudança de regime cambial	113
Tabela 22: Testes de igualdade de médias entre os grupos de tratamento e de controle	114
Tabela 23: As garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado incentivam o endividamento em moeda estrangeira?	115
Tabela 24: Teste de robustez: diferentes tendências temporais entre os grupos de tratamento e de controle (“exercício de falsificação”)	116
Tabela 25: Teste de robustez: outra medida de endividamento cambial	117
Tabela 26: Teste de robustez: diferente cobertura cambial na formação do grupo de controle (50%)	118
Tabela 27: Teste de robustez: diferente data-base para formação dos grupos de controle e tratamento	119

# 1 Introdução

Esta Tese de Doutorado consiste de três ensaios que investigam três questões principais relacionadas ao gerenciamento de risco cambial pelas empresas em períodos de crises cambiais: Qual é a relevância econômica das perdas patrimoniais sofridas pelas empresas com descasamentos cambiais em períodos de crises cambiais? A disciplina imposta pela globalização do capital acionário induz a um gerenciamento de risco cambial mais eficiente? As garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado estimulam um endividamento excessivo em moeda estrangeira?

O primeiro ensaio testa as previsões dos modelos de terceira geração de crises cambiais. Nesses modelos, depreciações do câmbio implicam perdas patrimoniais para empresas, que propagam as crises para o setor real da economia. Para testar esses modelos, construímos uma base de dados que nos permite medir descasamentos cambiais, ao redor da crise cambial brasileira de 2002. Encontramos que, entre 2001 e 2003, empresas com elevados descasamentos cambiais na véspera da crise reduziram seus investimentos em 8,1 pontos percentuais, comparativamente às demais empresas de capital aberto. Mostramos, também, que a depreciação cambial aumentou a competitividade das empresas exportadoras, mas, ainda assim, implicou perda de 12,5 pontos percentuais no investimento das exportadoras com descasamentos cambiais, relativamente às demais exportadoras. Essas quedas estimadas de investimento são economicamente muito relevantes, corroborando a importância dos efeitos patrimoniais negativos dos modelos de terceira geração.

O segundo ensaio investiga a existência de ganhos da globalização do capital acionário em crises cambiais. Uma literatura recente mostra que a listagem de ações nos Estados Unidos através de 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.

Finalmente, o terceiro ensaio estuda se as garantias governamentais de que não desvalorizará significativamente o câmbio, implícitas nos regimes de câmbio administrado, estimulam um endividamento excessivo em moeda estrangeira. Este trabalho estima a importância desses incentivos, a partir das variações (ao redor de uma mudança de regime de câmbio) do endividamento em moeda estrangeira de dois grupos de empresas: as com passivos cambiais descobertos e as com passivos cambiais cobertos. Dados de empresas brasileiras, antes e depois do fim do regime de câmbio administrado em 1999, sugerem que as garantias implícitas não são relevantes para a decisão de endividamento em moeda estrangeira.

## 2

# Efeitos patrimoniais em crises cambiais: evidências da crise brasileira de 2002

### 2.1.

#### Introdução

As crises financeiras internacionais da década de 90 que atingiram vários países emergentes serviram de inspiração a uma classe de modelos que busca explicar as crises cambiais a partir das decisões de financiamento das empresas. Denominados “modelos de terceira geração de crises cambiais”, enfatizam as perdas patrimoniais que uma depreciação cambial impõe a empresas com passivos cambiais sem cobertura de *hedge*. Em mercados de capitais imperfeitos, tais efeitos patrimoniais negativos ampliam restrições de crédito, provocando uma redução de investimentos que, segundo os modelos de terceira geração, propagaria a crise cambial para o setor real da economia (Krugman, 1999 e Aghion, Bachetta e Banerjee, 2001).<sup>1</sup>

Para avaliar os modelos de terceira geração, a literatura recente tem utilizado dados em nível das firmas, estimando o impacto das variações patrimoniais provenientes de mudanças nas taxas de câmbio sobre os investimentos. No entanto, enquanto alguns estudos mostram que empresas mais endividadas em moeda estrangeira investem menos após depreciações cambiais, outros acham uma relação insignificante – ou mesmo positiva – entre as perdas patrimoniais e o investimento.

Em parte, a ambigüidade dos resultados deve-se, via de regra, a uma limitação de dados: em geral, o uso de instrumentos de *hedge* cambial (ativos cambiais ou derivativos de câmbio) é relatado apenas nas notas explicativas dos demonstrativos financeiros. Tal limitação freqüentemente faz com que os trabalhos empíricos ignorem os instrumentos de *hedge*, usando o valor das dívidas

---

<sup>1</sup> Hubbard (1998) apresenta uma revisão da literatura de imperfeições no mercado de crédito e investimento.

em moeda estrangeira como *proxy* para os descasamentos cambiais. Em consequência, superestima-se o descasamento cambial e subestima-se o impacto das perdas cambiais sobre o investimento das empresas. Um viés que deve variar entre países de acordo com o uso dos instrumentos de *hedge* pelas empresas.

Neste artigo, testamos o mecanismo de transmissão das perdas patrimoniais a partir de uma base de dados que nos permite medir os descasamentos cambiais – definidos como dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio – de empresas brasileiras de capital aberto entre 2000 e 2004; período este que engloba a crise cambial brasileira de 2002, que resultou na depreciação do *real* em 53% em relação ao dólar. Essa base de dados contém, entre outras variáveis, as posições consolidadas de dívidas e ativos em moedas estrangeiras, além de dados confidenciais de derivativos de câmbio coletados pelo Banco Central do Brasil.

Tendo uma medida de descasamento cambial, podemos adotar uma estratégia empírica cujo foco esteja na implicação principal dos modelos de terceira geração: a queda do investimento das empresas com passivos cambiais descobertos, em resposta à depreciação do câmbio.

Caso a perda patrimonial provocada pela depreciação cambial fosse o único evento relevante de 2002, então a variação do investimento (antes e depois da crise de 2002) das empresas com passivos cambiais descobertos na véspera da crise nos daria uma estimativa do efeito patrimonial. É pouco provável, entretanto, que o efeito patrimonial tenha sido o único canal relevante da crise de 2002. Crises cambiais, por exemplo, quase certamente mudam os preços relativos da economia, afetando a propensão a investir das empresas. A variação do investimento das empresas com descasamentos cambiais captura, portanto, não somente os efeitos patrimoniais, mas também outros efeitos da crise, possivelmente não observáveis, comuns a todas as empresas.

Há, entretanto, uma forma simples de separar os efeitos patrimoniais dos demais efeitos da crise. A variação do investimento de empresas que não tinham descasamentos cambiais antes da crise, em uma primeira aproximação, captura apenas todos os efeitos da crise, exceto os efeitos patrimoniais. Logo, a diferença das variações do investimento de empresas com e sem descasamentos cambiais

provê uma estimativa – denominada de diferenças-em-diferenças – do efeito patrimonial proposto pelos modelos de terceira geração.

Ao aplicarmos esse método de diferenças-em-diferenças aos nossos dados, encontramos resultados favoráveis aos modelos de terceira geração. Tomando 2001 como ano-base (isto é, o ano anterior à crise de 2002), o efeito da depreciação de 2002 sobre as empresas de capital aberto que tiveram perdas patrimoniais foi o de reduzir suas taxas de investimento em 8,1 pontos percentuais em 2003 e 5,5 pontos percentuais em 2004, comparativamente às demais empresas que não tiveram perdas patrimoniais na crise. Dado que a taxa de investimento média de todas as empresas era 8,1% em 2001, fica patente a substancial significância econômica dos efeitos patrimoniais.

Como detalharemos ao longo do texto, as estimativas de queda de investimento incorporam características das empresas que controlam para possíveis vieses na seleção das empresas com passivos cambiais descobertos (grupo de tratamento) e das empresas sem descasamentos cambiais (grupo de controle). Note, porém, que, esses dois grupos foram construídos de forma que os efeitos patrimoniais fossem relevantes apenas para o grupo de tratamento. Essa abordagem de diferenças-em-diferenças, portanto, é dependente da confiabilidade da medida de descasamento cambial que guia a formação dos grupos de controle e tratamento.

Podemos, todavia, ter mais confiança na formação dos grupos de controle e tratamento, considerando um subconjunto desses dois grupos: as empresas exportadoras. As depreciações cambiais, além de implicarem perdas patrimoniais para empresas com passivos cambiais descobertos, devem também implicar ganhos de competitividade para empresas exportadoras. Nesse caso, a lógica dos modelos de terceira geração prevê um aumento dos investimentos das empresas exportadoras e, também, que tal aumento deverá ser menos expressivo para as exportadoras com passivos cambiais descobertos.

Os resultados, de fato, mostram efeitos competitividade e patrimonial bastante expressivos após a crise brasileira de 2002. As empresas exportadoras tiveram um aumento médio de 16,8% em suas receitas líquidas e de 7,2 pontos percentuais em suas taxas de investimento entre 2001 e 2003, relativamente às empresas não exportadoras. E, consistentemente com os modelos de terceira geração, as

exportadoras com descasamentos cambiais na véspera da crise reduziram suas taxas de investimento em 12,5 pontos percentuais no mesmo período, relativamente às empresas exportadoras que não tinham descasamentos cambiais.

Os dados da crise cambial brasileira de 2002 sustentam, portanto, a existência de forte queda no investimento agregado em economias que enfrentam crises cambiais com um grande número de empresas com passivos cambiais descobertos.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção faz uma breve descrição da literatura empírica existente sobre os efeitos patrimoniais. A seção 3 descreve a base de dados e apresenta estatísticas descritivas da amostra. A seção 4 estima o efeito patrimonial da depreciação cambial de 2002 sobre as taxas de investimento e analisa a robustez dos resultados. A seção 5 estima o efeito patrimonial conjuntamente com o efeito competitividade da crise de 2002. Por fim, a seção 6 conclui.

## **2.2. Evidência existente**

As crises que a partir de meados da década de 90 atingiram países emergentes foram caracterizadas por grandes depreciações cambiais, quedas drásticas na atividade econômica e colapsos de sistemas financeiros. Essas crises reforçaram o debate sobre o impacto das flutuações cambiais sobre o desempenho das economias. Uma vasta literatura teórica foi então desenvolvida mostrando que, na presença de descasamentos cambiais, as depreciações cambiais podem ser contracionistas, revertendo os efeitos expansionistas convencionais *à la* Mundell-Fleming. No entanto, esses modelos não implicam resultados conclusivos. Por exemplo, Céspedes, Chang e Velasco (2002) mostram que as depreciações são contracionistas somente na presença simultânea de altos níveis de endividamento cambial e grandes imperfeições nos mercados de capitais internacionais.

De fato, Céspedes (2004) e Galindo, Panizza e Schiantarelli (2003a), usando dados macroeconômicos de um conjunto de países, encontraram evidência de que as dívidas cambiais reduzem o efeito expansionista das depreciações cambiais, podendo torná-las, inclusive, contracionistas, nos casos de elevado endividamento cambial. Tais resultados não foram corroborados plenamente, entretanto, por

estudos baseados em dados em nível de firmas. Usando uma amostra de empresas de sete países da América Latina no período 1991-1999, Bleakley e Cowan (2002) encontram que empresas com mais dívidas em moeda estrangeira são as que mais investem após períodos de depreciação cambial. Já Aguiar (2002) mostra que, após a crise do México, a queda no investimento das empresas mexicanas foi maior entre aquelas que tinham dívidas em moeda estrangeira.

Uma primeira tentativa de reconciliar esses resultados ambíguos foi feita por um conjunto de artigos que analisam a importância dos efeitos patrimoniais para seis países da América Latina separadamente (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru).<sup>2</sup> Esses artigos seguem a abordagem padrão de Bleakley e Cowan (2002), mas apresentam inovações como o uso de técnicas de painéis dinâmicos (GMM) para incorporar a estrutura de covariância no tempo e lidar com possíveis problemas de endogeneidade das variáveis independentes. A evidência desses estudos também não é conclusiva. Enquanto para o México, Argentina, Peru e Brasil os efeitos patrimoniais são negativos e significantes, para a Colômbia e Chile as perdas patrimoniais provocadas pelas depreciações cambiais não impactaram significativamente o investimento das empresas desses países.<sup>3</sup>

Mantida a ambigüidade, a mais recente tentativa de testar os efeitos patrimoniais foi procurar medidas mais precisas de descasamento cambial que incorporassem as posições de *hedge* cambial das empresas. Cowan, Hansen e Herrera (2005) estudaram o caso chileno, mostrando que, consistentemente com os estudos prévios para o Chile, as empresas mais endividadas em moeda estrangeira não investiram menos após períodos de depreciações cambiais. No entanto, quando a medida de endividamento cambial passa a ser líquida de ativos e derivativos cambiais, os efeitos patrimoniais das depreciações cambiais passam a ser negativos e significantes.

Este artigo segue a linha de Cowan, Hansen e Herrera (2005), ao incorporar as posições de *hedge* cambial à nossa medida de descasamentos cambiais. Porém, nosso trabalho se distingue de Cowan, Hansen e Herrera e dos demais artigos

---

<sup>2</sup> Os artigos estão publicados em uma edição especial do *Emerging Markets Review*, número 4, de dezembro de 2003.

<sup>3</sup> Para uma resenha da literatura que testa os efeitos patrimoniais das depreciações cambiais, ver Galindo, Panizza e Schiantarelli (2003b). No caso brasileiro, nos baseamos nos resultados

citados anteriormente, ao restringir o período amostral ao redor de uma crise cambial específica. No nosso estudo, a ênfase está na construção de grupos de controle com empresas que não estão sujeitas às perdas patrimoniais propostas pelos modelos de terceira geração. Como explicado na introdução, o grupo de controle nos permite extrair o impacto dos efeitos patrimoniais usando apenas dados de investimento ao redor da crise. Ao restringirmos o período amostral para os anos ao redor da crise, diminuimos o risco de capturar quebras estruturais que viessem os resultados.<sup>4</sup> Adicionalmente, a escolha apropriada de grupos de controle possibilita testes mais diretos do impacto dos efeitos patrimoniais, por exemplo, através da comparação dos investimentos de exportadoras com e sem descasamentos cambiais.

## 2.3.

### Descrição dos dados

#### 2.3.1.

##### Período amostral

A crise cambial brasileira de 2002 é a base de nosso estudo. Nesse ano, a taxa de câmbio brasileira sofreu uma depreciação de aproximadamente 53% em relação ao dólar. A depreciação da moeda brasileira teve início em abril e atingiu o seu ponto máximo em setembro de 2002; véspera da eleição presidencial em que havia uma elevada probabilidade de vitória (concretizada) de um partido de esquerda. As empresas que tinham elevados passivos cambiais descobertos sofreram enormes perdas patrimoniais com a crise. Além disso, o custo de financiamento externo aumentou significativamente e a taxa de rolagem de dívidas em moeda estrangeira caiu, evidenciando um acirramento das restrições de crédito.<sup>5</sup> Portanto, temos um bom experimento natural para testarmos os efeitos

---

descritos em Bonomo, Martins e Pinto (2003), que é uma versão revisada do artigo publicado por esses autores no *Emerging Markets Review* de dezembro de 2003.

<sup>4</sup> Bonomo, Martins e Pinto (2003), por exemplo, argumentam que os efeitos patrimoniais negativos no Brasil deveriam-se exclusivamente ao período de câmbio flutuante (1999-2002). Quando eles restringem a amostra ao período 1991-1999, usado por Bleakley e Cowan (2002), que inclui apenas um ano de câmbio flutuante, os efeitos patrimoniais passam a ser positivos.

<sup>5</sup> De acordo com o Relatório Anual de 2002 do Banco Central do Brasil, a taxa de rolagem de *notes* e *commercial papers* foi reduzida de 83% no segundo semestre de 2001 para 16% no segundo semestre de 2002, e a de empréstimos diretos, de 111% para 68%, no mesmo período de comparação. Apesar de não termos dados dos custos de financiamento das empresas, o risco-país, medido pelo *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+), que é um índice calculado pelo banco *JP Morgan*, mostra que o prêmio pago pela carteira de títulos brasileiros sobre os títulos do

patrimoniais previstos pelos modelos de terceira geração. Para a análise desse experimento iremos identificar um grupo de tratamento formado por empresas que tiveram perdas patrimoniais com a depreciação cambial de 2002 e um grupo de controle formado por empresas que, em média, não sofreram variações patrimoniais.

Após a identificação dos grupos de tratamento e de controle, testamos os efeitos patrimoniais através do método de “diferenças-em-diferenças”, que compara a diferença média de taxas de investimento das empresas dos grupos de tratamento e de controle, antes e depois da depreciação cambial. A implementação da nossa estratégia econométrica requer, portanto, dados anteriores à crise cambial. Usamos apenas os anos de 2000 e 2001 como períodos pré-crise para evitar uma contaminação com a crise cambial ocorrida em janeiro de 1999, que culminou na flexibilização do regime cambial brasileiro. Como períodos pós-crise, avaliamos os dois anos subseqüentes à crise (2003-2004). O ano de 2002 foi excluído da amostra, pois a depreciação cambial se iniciou em abril de 2002, o que poderia afetar nossos resultados, caso as empresas tivessem realizado investimentos no primeiro trimestre desse ano. A figura 1 mostra a trajetória da taxa de câmbio nominal brasileira entre 2000 e 2004. Em particular, a figura mostra a grande depreciação cambial ocorrida durante o ano de 2002.

### **2.3.2.**

#### **Seleção da amostra e base de dados**

Tendo determinado o período amostral, passamos para a descrição das empresas da amostra. A base de dados da *Economática* serviu como ponto de partida na seleção amostral.<sup>6</sup> De uma amostra inicial de 477 empresas brasileiras com ações listadas na bolsa, construímos um painel não balanceado de 274 empresas. Foram excluídas as empresas pertencentes ao setor financeiro ou de seguros (43 empresas); as que não tinham o capital aberto em dezembro de 2002 (125); as empresas-*holding* diversificadas que detinham participação de empresas financeiras ou não possuíam receitas consolidadas operacionais (26); as com

---

tesouro americano de prazo equivalente atingiu sua máxima histórica de 2.436 pontos-base em 27 de setembro de 2002. Como o custo de captação internacional das empresas é positivamente correlacionado com o custo de captação do país soberano, o EMBI+ sugere que houve um aumento do custo de financiamento das empresas em 2002.

<sup>6</sup> Informações sobre a *Economática* podem ser obtidas em [www.economatica.com](http://www.economatica.com).

balanços com data-base diferente de dezembro (2); e as que não tinham demonstrativos financeiros disponíveis no nosso período amostral (4). Três empresas também foram excluídas por apresentarem balanços praticamente idênticos a outras empresas da amostra que pertenciam ao mesmo grupo econômico.<sup>7</sup>

Tendo caracterizado a amostra, o próximo passo é obter informações sobre as variáveis financeiras que usaremos na nossa análise: taxa de investimento, ativo total, receita total, lucratividade operacional e dívidas bancárias, sendo essa última a soma das dívidas em moeda estrangeira com as dívidas em moeda doméstica, inclusive debêntures. Todas essas variáveis financeiras são dos demonstrativos financeiros consolidados. Enquanto a taxa de investimento, o ativo total, a receita total, a lucratividade operacional e as debêntures foram coletadas 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.<sup>8</sup> 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.

Para testar os efeitos patrimoniais dos modelos de terceira geração, usaremos como medida de desempenho das empresas a taxa de investimento bruto, definida

---

<sup>7</sup> Este foi o caso da Gerdau e Gerdau Met, Telemig Celular e Telemig Celular Participações, e a Brasil Telecom Participações e Brasil Telecom. Para cada par de empresas com balanços semelhantes, optamos por deixar na amostra as que tinham o maior ativo total.

<sup>8</sup> Por exemplo, nos balanços das controladoras das 274 empresas da amostra no ano de 2001, 53 empresas não apresentaram receitas operacionais e 101 empresas não tinham dívidas em moeda estrangeira. Ao consolidar os dados da empresa controladora com suas controladas, o número de empresas da amostra sem dívida cambial caiu de 101 para 57. Havia 44 empresas classificadas pela CVM como *holding* ou empresas que administram participações. Entre essas, temos, por exemplo, a Ambev, a Perdigão, a Paranapanema e a Petropar.

pela soma da variação do ativo imobilizado com a depreciação, normalizada pelo valor defasado (em um período) do ativo imobilizado.<sup>9</sup>

Para que essa medida de investimento refletisse com maior precisão os impactos patrimoniais da depreciação cambial, fizemos os seguintes ajustes em nossa amostra. Primeiramente, excluímos 30 empresas que tinham patrimônio líquido negativo antes da crise de 2002. Tais empresas provavelmente já estavam em estresse financeiro antes do choque cambial, o que poderia distorcer a política de investimento. Em seguida, fizemos uma pesquisa nas notícias divulgadas sobre cada empresa, para identificar mudanças de capital no período da amostra, que não fossem diretamente relacionadas ao canal patrimonial da depreciação cambial. Por exemplo, fusões e aquisições, alienações de participação acionária de empresas controladas e reavaliações de ativos imobilizados, em geral, implicam mudanças de ativos, que não são motivadas por perdas patrimoniais.<sup>10</sup>

Infelizmente, não encontramos informações padronizadas sobre o valor da variação do capital atribuído a esses episódios. Nos casos em que encontramos o valor total das transações, excluímos as observações (empresas-ano) da amostra quando os valores das operações foram superiores a 10% dos ativos das empresas, medidos no início do ano da transação.<sup>11</sup> Esse critério evita que pequenas transações eliminem informações relevantes sobre o investimento das empresas. No entanto, esse critério não pode ser usado nos casos em que o valor das transações societárias ou das reavaliações de ativos não está discriminado nas notícias. Nesses casos, para evitar distorções nas taxas de investimento, excluímos as observações em que as empresas tiveram taxas de investimento bruto superiores a 40% em valor absoluto.<sup>12</sup> No total, a análise das notícias das empresas resultou na exclusão de 54 observações.

Além das variáveis financeiras, coletamos dados de exportações e importações das empresas da nossa amostra, através da Secretaria de Comércio Exterior

---

<sup>9</sup> Não utilizamos as despesas de capital como medida de investimento, pois isso reduziria significativamente o tamanho de nossa amostra, dado o pequeno número de empresas com essa informação disponível na *Economática*.

<sup>10</sup> Esta pesquisa foi feita nas notícias contidas no banco de dados da *Economática*.

<sup>11</sup> Os resultados das regressões descritos na próxima seção não se alteraram qualitativamente ao usar valores de corte menores, como 5% e 1% dos ativos.

<sup>12</sup> Os resultados das regressões descritos na próxima seção não se alteraram qualitativamente para valores de corte mínimos de taxas de investimento iguais a 30% e 50% em valor absoluto.

(SECEX). Esses dados são importantes para o nosso estudo, por duas razões. Primeiro, os dados de exportações e importações nos permitem analisar o efeito competitividade da depreciação cambial. Segundo, eles podem influenciar as decisões de investimento e descasamento cambial, sendo, portanto, variáveis importantes na nossa análise econométrica.

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 é construída como o máximo entre as exportações consolidadas informadas nas notas explicativas dos balanços e a soma das exportações das controladoras e das controladas obtidas na SECEX (soma ponderada pelas respectivas participações acionárias).<sup>13</sup> 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.

Por fim, calculamos o nível de descasamento cambial de cada empresa da nossa amostra, para que possamos identificar quais delas sofreram perdas patrimoniais significativas com a depreciação cambial de 2002. Definimos descasamento cambial como sendo os passivos cambiais líquidos dos ativos cambiais e das posições de derivativos de câmbio. Os dados de dívidas em moeda estrangeira e aplicações financeiras cambiais foram construídos a partir das notas explicativas dos demonstrativos financeiros anuais consolidados das empresas, obtidos na Comissão de Valores Mobiliários (CVM). 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 em moeda estrangeira

---

<sup>13</sup> Os CNPJs das empresas controladas e as respectivas participações acionárias das empresas controladoras foram obtidos nos demonstrativos financeiros consolidados dessas empresas.

(disponibilidades, títulos públicos indexados ao dólar e créditos de clientes no exterior) e dos derivativos de câmbio.<sup>14</sup>

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 em outros derivativos de câmbio como futuros, *forwards* e opções de dólar.<sup>15</sup> No entanto, das empresas que afirmam ter posições de derivativos cambiais, muitas não detalham os valores contratados, informando apenas as despesas e receitas com esses contratos ao longo do ano. Outras empresas informam as posições de derivativos de câmbio juntamente com as posições de derivativos de juros. Nesses casos, não utilizamos essas informações dos balanços. Para minimizar essas lacunas, usamos, complementarmente, os dados de *swaps* cambiais realizados entre instituições financeiras e empresas não-financeiras, entre 1999 e 2002, 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.<sup>16</sup>

### **2.3.3. Estatísticas da amostra**

A tabela 1 apresenta o número de empresas da amostra em cada ano e as classifica em um dos seguintes 17 setores de atividade: 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.<sup>17</sup> A amostra final contém uma média de 218 empresas

---

<sup>14</sup> Em geral, as dívidas em moeda estrangeira estão descritas no item “Empréstimos e Financiamentos” das notas explicativas dos balanços. No entanto, algumas empresas relatam dívidas com fornecedores e títulos emitidos no exterior (por exemplo, eurobônus) em itens separados. Os ativos cambiais aparecem nos itens “Aplicações Financeiras”, “Disponibilidades” e “Contas a Receber”. Os derivativos cambiais, por sua vez, estão descritos no item “Instrumentos Financeiros”. Nesse item das notas, algumas empresas apresentam um quadro detalhado de suas exposições cambiais.

<sup>15</sup> 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.

<sup>16</sup> Adicionalmente, coletamos as posições líquidas de *swaps* cambiais das empresas controladas contidas na base de *swaps* do Banco Central.

<sup>17</sup> Os setores de atividade são os usados pelo banco de dados da Economatica para classificar as empresas brasileiras de capital aberto. Como havia apenas uma empresa no setor Agro e Pesca, agrupamos esta empresa ao setor de Alimentos e Bebidas.

de capital aberto no período amostral, com um máximo de 232 em 2001 e um mínimo de 197 em 2004. O principal motivo da redução do número de empresas entre 2001 e 2004 não foi a crise cambial de 2002, mas mudanças na estrutura de propriedade das empresas, pois todas as empresas da amostra que fecharam o capital após 2002 tinham patrimônio líquido positivo.<sup>18</sup>

Uma condição necessária para nossa estratégia de teste dos efeitos patrimoniais é que haja uma amostra representativa de empresas com passivos cambiais antes da crise. De fato, a tabela 2 mostra que 77,6% das empresas da nossa amostra tinham dívidas em moeda estrangeira em dezembro 2001; percentual esse que oscilou pouco ao longo do período amostral. Uma análise mais detalhada (não descrita na tabela) aponta que apenas 7,6% das empresas não tiveram dívidas cambiais durante todo o período amostral.

No entanto, empresas com dívidas cambiais podem desfazer o risco cambial através de instrumentos de *hedge*, evitando assim perdas patrimoniais com as desvalorizações do real. Mostramos na tabela 2 que, em dezembro de 2001, 53,9% das empresas da amostra tinham posições de ativos em moeda estrangeira ou derivativos cambiais. Desses instrumentos de *hedge*, os derivativos eram usados por 38,8% das empresas, enquanto que 33,2% das empresas tinham ativos cambiais.

Além desses instrumentos de *hedge*, as dívidas cambiais podem estar cobertas por receitas futuras de exportações líquidas de importações. Um aumento do endividamento em moeda estrangeira resultante da depreciação cambial, nesse caso, é acompanhado por um incremento das exportações, que poderia evitar as restrições de crédito que, nos modelos de terceira geração, implicam queda de investimento.

De fato, a tabela 2 mostra um número significativo de exportadoras e importadoras na nossa amostra: em dezembro de 2001, 58,2% das empresas exportaram e 67,7% das empresas importaram. Como é de se esperar que empresas exportadoras também tenham algum nível de importação (e não

---

<sup>18</sup> O setor de telecomunicações foi um dos principais responsáveis pela redução no número de empresas amostrais. Após o término do processo de privatização da Telebrás em 1997, muitas das empresas privatizadas passaram por reestruturações societárias, com muitas delas sendo incorporadas pelas controladoras.

necessariamente vice-versa), não é surpreendente que o número de importadoras supere o de exportadoras. Entretanto, várias dessas empresas fizeram exportações e importações de pouca relevância como proporção de suas receitas totais. Já, em termos agregados, os valores exportados e importados pelas empresas da amostra são bastante expressivos chegando a atingir 39,4% das exportações e 26,5% das importações brasileiras realizadas em 2004 (valores não descritos nas tabelas).

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas anuais médias das principais variáveis usadas no trabalho. Na véspera da crise de 2002 (dezembro de 2001), as empresas tinham endividamento cambial igual a 14,8% dos ativos. Tal montante implica grande perda patrimonial após uma depreciação cambial de 53%, como a ocorrida em 2002. Entretanto, para que essas perdas patrimoniais possam vir a afetar negativamente o investimento, é necessário que as empresas não tenham casado seus passivos cambiais com receitas correlacionadas com a taxa de câmbio. As linhas 2 e 3 da tabela mostram que as perdas decorrentes do aumento do valor das dívidas cambiais em 2002 foram, em parte, compensadas por ganhos decorrentes de posições de *hedge* cambial. O endividamento cambial em 2001 estava parcialmente coberto por ativos cambiais (3,1% do ativo total) e por posições compradas líquidas de derivativos cambiais (3,7% do ativo total), refletindo um descasamento cambial médio equivalente a 8% do ativo total.

Em 2002, a dívida cambial média e os derivativos cambiais, como proporção do ativo total, cresceram consideravelmente. Mas, pelo menos parte desse acréscimo deve-se à depreciação cambial, que afeta o valor em *reais* dessas variáveis. Após a crise, o descasamento cambial caiu para 6,5% do ativo total em 2003 e 5,6% em 2004. Para o período amostral inteiro, a mediana do descasamento cambial, igual a 2,6% do ativo total, é bem inferior à média de 7,2%, o que reflete a existência de empresas com elevados passivos cambiais descobertos. De fato, a mediana igual a zero dos ativos e derivativos cambiais mostra que mais da metade das empresas não tinha posições de *hedge* cambial no período amostral.

A tabela 3 mostra, também, que as exportações foram crescentes no período, respondendo, em média, por 10,8% da receita total enquanto as importações equivaliam a 3,4% das receitas. Portanto, a participação média das exportações líquidas de importações na receita total foi de 7,3%. A lucratividade operacional

média, calculada antes do pagamento de impostos e juros, foi de 8,5% dos ativos. A taxa de investimento bruto partiu de 10,7% em 2000, caiu para 8,3% em 2001 e atingiu o mínimo de 3,3% em 2002. Após a crise, houve uma recuperação gradual da taxa de investimento: 5,5% em 2003 e 9,4% em 2004.

Em termos do tamanho das empresas (ativo total e receitas operacionais totais), há uma grande dispersão na amostra, devido à existência de poucas empresas muito grandes. Enquanto a empresa mediana tem 131 milhões de dólares de ativo total e 294 milhões de dólares em receitas, o ativo total médio e a receita total média são equivalentes a US\$ 1,5 bilhão e US\$ 1,0 bilhão de dólares, respectivamente. Já em termos de alavancagem financeira, medida pela razão da dívida total sobre o ativo total, não há uma grande dispersão na amostra, com a média e a mediana em 26,9 e 26,3%, respectivamente.

## **2.4. Os Efeitos Patrimoniais das Depreciações Cambiais sobre o investimento**

Na seção anterior, encontramos evidência em nível agregado de elevados descasamentos cambiais na véspera da crise cambial de 2002. Esses descasamentos cambiais impõem severas perdas patrimoniais em caso de desvalorizações do câmbio. Segundo os modelos de terceira geração, essas perdas induziriam restrições de crédito que, por sua vez, forçariam as empresas a abandonar projetos de investimentos.

Nesta seção, investigaremos empiricamente os pontos extremos da linha de raciocínio dos modelos de terceira geração. Ou seja, identificaremos quais empresas estavam descasadas em moeda estrangeira antes da crise de 2002, e testaremos se essas empresas (nosso grupo de tratamento) reduziram seus investimentos, relativamente às empresas que não sofreram variações patrimoniais com a crise, por não terem descasamentos cambiais (nosso grupo de controle).

### **2.4.1. Grupos de tratamento e controle**

A tabela 4 mostra que, de fato, havia um grande percentual de empresas com elevados descasamentos cambiais em dezembro de 2001. Por exemplo, 25% das empresas tinham descasamentos cambiais superiores a 12% dos ativos e 10% das empresas tinham descasamentos cambiais superiores a 25% dos ativos. Por outro

lado, havia empresas com descasamentos cambiais negativos ou nulos. Estatísticas não mostradas nas tabelas apontam 33 empresas (14,2% do total) com posições em ativos e derivativos cambiais superiores às dívidas em moeda estrangeira, e outras 53 empresas (22,8%) sem descasamentos cambiais em 2001, sejam por estarem perfeitamente casadas ou por não terem ativos e passivos cambiais em seus balanços. Portanto, temos uma amostra com um número considerável de empresas que sofreu elevadas perdas patrimoniais com a crise de 2002, e também um número expressivo de empresas que não sofreu perdas patrimoniais na crise.

Para estimar os efeitos patrimoniais das depreciações cambiais sobre a taxa de investimento das empresas, idealmente deveríamos comparar o investimento das empresas que sofreram perdas patrimoniais com o investimento dessas mesmas empresas na ausência da crise (contrafactual). Infelizmente, não há informações sobre quanto essas empresas investiriam se não houvesse crise. Para lidar com esse problema, comparamos a variação da taxa de investimento (antes e depois da crise) das empresas que sofreram perdas com a crise por terem descasamentos cambiais (grupo de tratamento) e das empresas que não tiveram variações patrimoniais com a crise (grupo de controle). A taxa média da variação do investimento do grupo de controle, portanto, nos dá uma forma de replicar o contrafactual. Para que esse contrafactual faça sentido, entretanto, é necessário controlar por possíveis diferenças de seleção entre as empresas com e sem descasamento cambial.

A tabela 5 apresenta resultados de testes de diferenças de médias de características dos grupos de empresas descasadas (que sofreram perdas cambiais) e casadas (que não tiveram variações patrimoniais). O grupo de descasadas é composto por 102 empresas e o grupo de controle por 130. Dentro do grupo de empresas descasadas estão todas as empresas que tinham, em 2001 (véspera da crise cambial de 2002), descasamentos cambiais superiores a 5,3% dos ativos. Esse valor de corte foi escolhido de modo que as empresas do grupo de controle tivessem um nível médio de descasamento cambial sobre os ativos igual a zero.

A primeira linha da tabela 5 mostra que não havia diferenças significantes nas taxas de investimento entre os dois grupos, com as empresas descasadas investindo, em média, 7,6% contra 8,9% das empresas casadas. O nível médio de descasamento cambial das empresas descasadas era de 18,4% dos ativos em 2001.

Esse nível de descasamento resulta em uma perda patrimonial média de quase 10% dos ativos após um choque cambial de 53%, como o de 2002. Por construção, o grupo de empresas casadas tinha média zero de descasamentos cambiais sobre os ativos.

As empresas descasadas tinham uma maior parcela de suas receitas obtidas através de exportações, 12,6% contra 8,7% das empresas casadas (diferença das médias não estatisticamente significativa, vide tabela 5). Já em relação às importações, a diferença média entre os grupos era de apenas 0,3% das receitas em favor das descasadas. Em média, as empresas descasadas tinham receitas de exportações líquidas de importações equivalentes a 9,2% das receitas totais contra 5,5% do grupo de empresas casadas. Essa diferença de média, entretanto, não é significativa a 10% ( $p$ -valor de 0,111). Não havia diferenças significantes na lucratividade operacional entre os grupos. Já em termos de tamanho, as empresas do grupo de tratamento (descasadas) eram significativamente maiores do que as empresas do grupo de controle. Em média, o logaritmo da receita líquida e dos ativos das empresas descasadas foram iguais a 13,6 e 14,1 contra 12,7 e 13,2 das empresas casadas. As empresas descasadas eram também significativamente mais alavancadas, com dívidas equivalentes a 36,3% dos ativos contra 19,4% do grupo de casadas. Essa diferença de alavancagem consistia basicamente de diferenças no nível de endividamento cambial, já que ambos os grupos apresentavam níveis médios de dívida doméstica em torno de 12% dos ativos.

Em resumo, os resultados da tabela 5 mostram que os grupos de empresas descasadas diferiam significativamente das empresas casadas não apenas em termos de descasamentos cambiais, mas também em termos de tamanho e alavancagem.

#### **2.4.2. Metodologia e resultados**

Para testarmos se a crise cambial reduziu as taxas de investimento das empresas com descasamentos cambiais, relativamente às empresas sem descasamentos cambiais, nós realizamos dois conjuntos de testes. O primeiro deles baseado no método de diferenças-em-diferenças e o segundo no *propensity score matching*. Esses métodos de estimação são usados em estudos que buscam avaliar a eficácia de uma determinada política intervencionista exógena,

estimando o efeito médio da política (tratamento) sobre os indivíduos afetados (tratados) pela política.<sup>19</sup> Em nosso estudo, as empresas tratadas são aquelas que tinham elevados descasamentos cambiais no período imediatamente anterior à depreciação cambial de 2002, ou seja, aquelas que foram (negativamente) afetadas pela intervenção (depreciação cambial). O tratamento é o impacto das perdas patrimoniais provocadas pela depreciação cambial sobre a taxa de investimento.

#### 2.4.2.1. Diferenças-em-diferenças

A abordagem de diferenças-em-diferenças estima o impacto patrimonial da crise cambial sobre a taxa de investimento pela diferença na variação da taxa de investimento média (antes e depois da crise de 2002) de dois grupos de empresas. Um grupo que, por terem passivos cambiais descobertos, tiveram perdas patrimoniais na crise (grupo de tratamento), e um outro grupo que, por terem seus passivos cambiais totalmente cobertos por ativos cambiais ou instrumentos de *hedge*, não sofreram perdas patrimoniais (grupo de controle). O estimador de diferenças-em-diferenças é então dado por:

$$\left( \frac{\sum_{i \in \text{tratamento}} Y(i,t)}{M} - \frac{\sum_{i \in \text{tratamento}} Y(i,t-1)}{M} \right) - \left( \frac{\sum_{i \in \text{controle}} Y(i,t)}{N} - \frac{\sum_{i \in \text{controle}} Y(i,t-1)}{N} \right), \quad (1)$$

onde  $Y(i,t)$  é a taxa de investimento da empresa  $i$  no ano  $t$ ,  $M$  é o número de empresas no grupo de tratamento (empresas que sofreram perdas patrimoniais com a crise) e  $N$  é o número de empresas no grupo de controle (empresas que não sofreram perdas patrimoniais).

A idéia do estimador de diferenças-em-diferenças é muito simples. Caso as perdas patrimoniais resultantes da depreciação cambial fosse o único evento relevante no ano de 2002 que impactasse a taxa de investimento, poderíamos estimar esse impacto simplesmente pela variação da taxa de investimento (antes e depois da crise) das empresas com descasamentos cambiais (grupo de tratamento). Mas, como é pouco provável que o efeito patrimonial tenha sido o único evento relevante em 2002, deduzimos a diferença do investimento do grupo de controle

<sup>19</sup> Como exemplos de políticas intervencionistas testadas em estudos empíricos podemos citar

da diferença do investimento do grupo de tratamento. Como, por construção, o grupo de controle não foi afetado patrimonialmente pela depreciação cambial, essa diferença de diferenças deve excluir outros eventos relevantes que possam ter afetado a taxa de investimento no período.

O estimador de diferenças-em-diferenças, portanto, deve isolar o efeito patrimonial sobre o investimento, a menos de um viés de seleção na formação dos dois grupos. Um viés na seleção pode implicar, por exemplo, tendências distintas nas trajetórias de investimento dos dois grupos, independentemente dos efeitos patrimoniais. Sem o devido controle, essas tendências pré-existentes provocariam um viés na estimativa do efeito patrimonial.

Entretanto, nem todo viés de seleção acarreta problemas para o método de diferenças-em-diferenças. Vieses oriundos de variáveis constantes no tempo (observadas ou não) são absorvidos pelos efeitos fixos do modelo de diferenças-em-diferenças. Exemplos de tais variáveis são os setores de atividade das empresas, a localização geográfica e a origem do capital acionário. O viés relevante, portanto, está associado a variáveis de seleção que variam com o tempo. A maneira tradicional de lidar com tendências pré-existentes é obter o estimador de diferenças-em-diferenças a partir de um modelo de regressão, no qual se introduz linearmente variáveis específicas das empresas para controlar as tendências dos grupos de controle e tratamento. Seguindo Abadie (2005), adotamos então a seguinte especificação econométrica:

$$Y(i,t) = \mu + X(i) \cdot \pi(t) + \tau \cdot D(i,1) + \delta \cdot t + \alpha \cdot D(i,t) + \varepsilon(i,t), \quad (2)$$

onde  $Y(i,t)$  é a taxa de investimento da empresa  $i$  no período  $t$ .

Na equação (2), as empresas são observadas em um período pré-tratamento ( $t=0$ ) e em um período pós-tratamento ( $t=1$ ).  $D(i,t) = 1$  é uma variável indicadora que toma o valor um se a empresa  $i$  fizer parte do grupo de tratamento (empresas com descasamentos cambiais na véspera da crise) e se o período for o pós-tratamento ( $t=1$ ). Como as empresas só estão expostas às perdas patrimoniais no período  $t=1$ , temos que  $D(i,0) = 0$  para todo  $i$ ,  $D(i,1) = 1$  para as empresas tratadas e  $D(i,1)=0$  para as não tratadas. Enquanto a variável  $D(i,1)$  leva em consideração diferenças constantes no tempo nas taxas médias de investimento, entre os grupos

de controle e tratamento, a variável  $D(i,t)$  captura o impacto dos efeitos patrimoniais nessa diferença. O coeficiente  $\alpha$ , portanto, é o estimador de diferenças-em-diferenças descrito na equação (1).<sup>20</sup>

Além das variáveis que recuperam o estimador de diferenças-em-diferenças, a equação (2) contém um componente de tendência comum a todas as empresas,  $t$ , um resíduo aleatório,  $\varepsilon(i,t)$ , e um vetor  $X(i)$  de características das empresas. A inclusão desse vetor controla possíveis diferenças nas trajetórias da taxa de investimento dos grupos de controle e tratamento. Para tanto, as características das empresas devem ser correlacionadas com o investimento e, também, capturarem diferenças nos dois grupos de empresas.

Como variáveis de seleção, incluímos as exportações e as importações, ambas normalizadas pela receita total, o lucro operacional sobre o ativo total, o logaritmo do ativo total, a razão da dívida total sobre o ativo total e a taxa de investimento. Todas essas variáveis são medidas no período pré-crise (ano de 1998) e são potenciais determinantes das decisões de *hedge* e de investimento.

Em particular, empresas exportadoras devem ser menos propensas a fazer *hedge*, pois a resposta de suas receitas à depreciação compensa, pelo menos em parte, eventuais perdas patrimoniais. Em contraste, os importadores devem ser mais propensos a fazer *hedge*. Já, as maiores e mais lucrativas empresas, por um lado, costumam ter maiores oportunidades de investimento, o que justificaria uma busca maior por *hedge*. Por outro lado, elas podem ser menos suscetíveis a restrições de crédito, sendo assim menos propensas a fazer *hedge*. Da mesma forma, a relação entre a alavancagem financeira, medida pela razão dívida total sobre ativo total, e as decisões de *hedge* podem ser ambíguas. As empresas com maiores riscos de estresse financeiro podem querer fazer *hedge* para reduzir a volatilidade de seus fluxos de caixa e evitar pagar os custos esperados de falência (Smith e Stulz, 1985). Mas, no caso em que os acionistas enxergam suas ações como opções no valor das empresas, pode ser ótimo para as empresas alavancadas especularem (Ljungqvist, 1994). Por fim, a inclusão da taxa de investimento do período base permite uma dinâmica ao investimento, que é possível de se verificar quando há custos de ajustamento (Laeven, 2001).

---

<sup>20</sup> Para uma discussão mais detalhada dos modelos de diferenças-em-diferenças e possíveis

Na nossa amostra, as empresas são identificadas em cada período  $t$ . Por conseguinte, podemos diferenciar a equação (2) com respeito a  $t$ , obtendo:

$$Y(i,1) - Y(i,0) = \delta + X(i)' \cdot \pi + \alpha \cdot D(i,1) + \eta(i,t), \quad (3)$$

onde  $\pi = \pi(1) - \pi(0)$  e  $\eta(i,t) = \varepsilon(i,1) - \varepsilon(i,0)$ .

Uma vantagem da especificação (3) é que ela torna mais clara a eliminação das variáveis não observáveis que sejam constantes no tempo. Baseados na equação (3), adotamos a seguinte especificação econométrica para estimar o impacto da depreciação cambial de 2002 sobre a taxa de investimento das empresas que tinham elevados descasamentos cambiais antes da depreciação:

$$\begin{aligned} & (Investimento / K_{-1})_{i,2003} - (Investimento / K_{-1})_{i,2001} = \delta + \alpha I(Descasadas)_{i,2001} \\ & + \Pi_1 (Exportação / Receita)_{i,2001} + \Pi_2 (Importação / Receita)_{i,2001} + \\ & \Pi_3 (LucroOperacional / Ativo)_{i,2001} + \Pi_4 (LogAtivo)_{i,2001} + \\ & \Pi_5 (DívidaTotal / AtivoTotal)_{i,2001} + \Pi_6 (Investimento / K_{-1})_{i,2001} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Na equação (4), a variável dependente captura o ajuste da taxa de investimento bruto ao redor da crise cambial de 2002. O ano de 2001 é o período base (pré-crise). Como explicamos na seção anterior, o ano de 2002 foi excluído da amostra, pois, entre outras razões, a depreciação cambial se iniciou em abril de 2002, o que poderia afetar nossos resultados, caso as empresas tivessem realizado investimentos no primeiro trimestre desse ano. Analisamos, portanto, os efeitos patrimoniais médios sobre a taxa de investimento das empresas no ano de 2003. A variável  $I(Descasadas)$  é o equivalente na equação (3) ao termo  $D(i,1)$ , isto é, uma variável indicadora que assume o valor um para as empresas que fazem parte do grupo de empresas com elevados descasamentos cambiais em 2001, e zero em caso contrário.

Se as perdas patrimoniais resultantes das depreciações cambiais elevarem o custo financeiro dos empréstimos, devemos observar uma redução relativa no investimento das empresas que tinham descasamentos cambiais na véspera da crise, comparativamente às empresas que estavam protegidas do risco cambial. Nesse caso, o coeficiente  $\alpha$  estimado deve ser negativo. Caso contrário,  $\alpha$  deve ser estatisticamente igual a zero. Nesses testes, usamos *clusters* em nível de

---

extensões, ver Meyer (1995) e Abadie (2005).

empresas para estimar erros-padrão robustos a correlação serial e heteroscedasticidade.<sup>21</sup>

A coluna (A) da tabela 6 apresenta os resultados da estimação de uma versão simplificada do nosso modelo de diferenças-em-diferenças, sem o vetor de variáveis que controla para vieses de seleção. Nessa especificação, entre 2001 e 2003, as empresas descasadas investiram 7,6 pontos percentuais a menos do que as empresas que não sofreram perdas cambiais com a crise de 2002 ( $p$ -valor de 0,077). A significância econômica desses efeitos patrimoniais é substancial, dado que a taxa de investimento média de todas as empresas era 8,1% em 2001.

Ao introduzirmos as variáveis que controlam vieses de seleção, coluna (B), a redução do investimento pelas empresas descasadas é ainda mais forte e significativa. As empresas descasadas reduziram relativamente seus investimentos em 8,1 pontos percentuais com  $p$ -valor de 0,004. Portanto, há evidência favorável aos modelos de terceira geração de crises cambiais, com os efeitos patrimoniais das depreciações cambiais reduzindo substancialmente as taxas de investimento das empresas.

Entre o vetor de características das empresas, apenas duas variáveis afetaram significativamente a variação da taxa de investimento no período 2001-2003: exportações sobre receita total e a taxa de investimento no período base. A participação das exportações na receita total afetou positivamente as taxas de investimento das empresas após a crise cambial, sinalizando a existência de ganhos de competitividade. Já o coeficiente negativo da taxa de investimento do período base pode estar sinalizando uma dinâmica nas taxas de investimento, possivelmente, devido a custos de ajustamento.

A fim de capturar persistências nos efeitos das perdas patrimoniais sobre a taxa de investimento, re-estimamos nosso modelo substituindo o ano de 2003 por 2004 como período pós-crise. A coluna (C) mostra que os efeitos patrimoniais negativos não se dissiparam no segundo ano posterior ao choque cambial. Relativamente às empresas casadas, as empresas com descasamentos cambiais reduziram suas taxas de investimento entre 2001 e 2004 em 5,5 pontos percentuais

---

<sup>21</sup> Bertrand, Duflo, e Mullainathan (2004) mostram que permitir uma estrutura de covariância arbitrária entre os períodos de tempo reduz problemas de correlação serial em estudos que utilizam o método de diferenças-em-diferenças com mais de 50 observações no *cross section*.

( $p$ -valor 0,077). Mais uma vez, os resultados apontam para a relevância dos efeitos patrimoniais.

#### **2.4.2.2. Propensity score matching**

Conforme mencionamos anteriormente, uma condição fundamental para se testar a relevância dos efeitos patrimoniais das depreciações cambiais é controlar para possíveis diferenças entre as empresas pertencentes ao grupo de tratamento e ao grupo de controle, para garantir que as mudanças nas taxas de investimento sejam explicadas apenas pelos efeitos patrimoniais. Idealmente, o grupo de controle deveria ser aleatório e idêntico ao grupo de tratamento, exceto pelos descasamentos cambiais. No entanto, a construção de tal grupo de controle pode não ser possível, por pelo menos duas razões. Primeiro, é improvável que nós possamos encontrar empresas com tais características. Segundo, mesmo que existissem, elas não seriam encontradas através de um experimento aleatório, dado que o nível de descasamento cambial sobre os ativos é uma escolha das empresas.

No método de diferenças-em-diferenças, possíveis vieses na seleção dos grupos de controle e tratamento são controlados pela introdução do vetor de características das empresas ( $X$ ). Um motivo de preocupação nessa abordagem, entretanto, é a hipótese de especificação linear para o vetor  $X$ . Em contraste, *propensity score matching* é um método não paramétrico que também lida com as dificuldades de se construir um grupo de controle aleatório. Os resultados se baseiam na hipótese de independência condicional. Aplicada ao nosso estudo, essa hipótese diz que, condicional ao conjunto de variáveis de seleção incluídas no modelo (que continuaremos a chamar de  $X$ ), a esperança da taxa de investimento das empresas do grupo de controle deve ser igual à esperança da taxa de investimento das empresas do grupo de tratamento, caso não tivesse ocorrido a crise. O desafio do *matching*, portanto, é encontrar um conjunto de variáveis  $X$  de modo a satisfazer a hipótese de independência condicional. Em termos práticos, no entanto, quanto maior o número de variáveis incluídas no modelo, mais difícil será encontrar empresas no grupo de controle similares às empresas no grupo de tratamento. Além disso, maior será a dimensionalidade do problema, o que pode limitar o uso do método de *matching*. Uma alternativa para lidar com esses

problemas é usar uma função do conjunto de variáveis de seleção. Rosebaum e Rubin (1983,1984) provam que, sem perda de generalidade, podemos substituir o vetor  $X$  pela probabilidade da empresa estar no grupo de descasadas, dado  $X$ . Esse resultado é a motivação para o *propensity score matching*: encontrar, para cada empresa com descasamento cambial uma empresa sem descasamento cambial cuja probabilidade de estar no grupo das descasadas, dado o vetor  $X$ , seja a mais próxima possível.

O primeiro passo, então, é rodar um modelo PROBIT para a probabilidade das empresas estarem no grupo das descasadas. Para que esse método de construção da amostra das empresas contrafactuais seja válido, é necessário fazer uma segunda hipótese: toda empresa com descasamento cambial (grupo de tratamento) tem uma contraparte no grupo de empresas sem descasamentos cambiais (grupo de controle) e qualquer empresa é uma possível participante.<sup>22</sup> Para aumentarmos a chance de essa hipótese ser satisfeita, restringimos nossa amostra às empresas descasadas e casadas cujos *propensity scores* (i.e. as probabilidades das empresas estarem no grupo das descasadas, obtidas no modelo PROBIT) estejam no suporte comum da distribuição conjunta.

Seja, então,  $T$  o conjunto de empresas com passivos cambiais descobertos com *propensity score* no suporte comum. O estimador do efeito médio do tratamento sobre as empresas tratadas (i.e., o efeito patrimonial da depreciação cambial) é calculado pela seguinte equação:

$$\sum_{i \in T} \left[ \left( \frac{Inv}{k_{-1}} \right)_{it} - \left( \frac{Inv}{k_{-1}} \right)_{jt} \right] \frac{1}{N_T} \quad (5)$$

onde, entre as empresas casadas,  $j$  é a empresa mais próxima da empresa descasada  $i$  no período  $t$  em termos de *propensity score*.<sup>23</sup>

Escolhemos como variáveis de seleção as mesmas características das empresas usadas no modelo de diferenças-em-diferenças para explicar as taxas de investimento. Adicionalmente, incluímos variáveis indicadoras para cada um dos

<sup>22</sup> Em termos formais, esta hipótese corresponde a  $0 < \text{Prob} \{I(\text{Descasadas})=1|X_{it}\} < 1$ , com  $X_{it}$  sendo as variáveis de seleção incluídas no modelo.

dezessete setores descritos na tabela 1.<sup>24</sup> Os setores de atividade podem ser importantes na determinação do descasamento cambial das empresas. Por exemplo, as empresas não exportadoras, mas que atuam em setores de bens comerciáveis internacionalmente, também podem ser beneficiadas pela mudança de preços relativos após a crise cambial. Dessa forma, elas podem escolher correr um maior risco cambial do que as demais empresas.

A tabela 7 apresenta os resultados do *propensity score matching* para cada ano da nossa amostra. O painel A mostra os resultados do PROBIT. O tamanho e a alavancagem financeira são importantes determinantes da seleção. Os coeficientes dessas variáveis foram positivos e significantes em todos os anos analisados. Esses resultados sugerem que empresas grandes e mais alavancadas têm uma maior probabilidade de terem elevados descasamentos cambiais. Os coeficientes das demais variáveis tiveram os sinais esperados, porém não afetaram significativamente a probabilidade das empresas estarem no grupo das descasadas.

O painel B da tabela 7 mostra que, após fazermos o *matching* do grupo de tratamento com o grupo de controle, a taxa de investimento média é significativamente menor, nos dois anos subseqüentes à crise de 2002, entre as empresas com descasamentos cambiais, em comparação às empresas sem descasamentos cambiais. Mais precisamente, enquanto a diferença na taxa de investimento de ambos os grupos não era significativa em 2001 (apenas 0,5 pontos percentuais), a taxa de investimento do grupo de descasadas foi inferior ao registrado pelas empresas sem descasamentos cambiais em 10,1 pontos percentuais em 2003 e 6 pontos percentuais em 2004.

Em suma, os resultados encontrados nesta subseção corroboram os resultados obtidos pelo uso de estimadores de diferenças-em-diferenças: os efeitos patrimoniais provocados pela depreciação cambial de 2002 afetaram negativamente o investimento das empresas, como prevêm os modelos de terceira geração de crises cambiais.

---

<sup>23</sup> Este estimador é conhecido na literatura como *average treatment on the treated* (ATT). Para uma descrição mais detalhada do método de *matching* e do uso de *propensity score*, ver Blundell e Dias (2002).

<sup>24</sup> Essas variáveis não foram incluídas no modelo de diferenças-em-diferenças, pois estão incorporadas nos efeitos fixos daqueles modelos.

### 2.4.3. Robustez dos resultados

Os resultados descritos na subseção anterior sugerem que a depreciação cambial de 2002 levou as empresas que tinham elevados descasamentos cambiais a reduzirem suas taxas de investimento após a crise em comparação às empresas que não sofreram perdas patrimoniais. Nossa interpretação para essa redução são os efeitos patrimoniais. Entretanto, é possível que nossos resultados estejam sendo gerados por outras razões não relacionadas aos efeitos patrimoniais da crise. Nesta seção, investigaremos algumas possibilidades.

Um potencial problema da abordagem de diferenças-em-diferenças é a hipótese de que a crise afeta igualmente o grupo de tratamento e de controle. Se ambos os grupos estiverem seguindo diferentes tendências temporais, é possível que nossos resultados estejam refletindo apenas essas diferenças de tendências. Essas diferentes tendências acontecem quando os grupos de tratamento e de controle se distinguem em algumas características (possivelmente não observáveis) que provoquem diferentes reações aos choques.

Para lidar com essa possibilidade, vamos testar se há evidência de uma maior redução da taxa de investimento pelo grupo de empresas descasadas, relativamente ao grupo de empresas casadas, em um período em que não houve perdas patrimoniais. Para isso, re-estimamos a equação (3) tomando o ano de 2000 como base e o ano de 2001 como período pós-crise fictício. Se os efeitos patrimoniais negativos encontrados nas estimações de diferenças-em-diferenças forem resultantes de diferentes tendências entre os grupos, nós deveríamos encontrar também uma redução do investimento das empresas descasadas vis-à-vis as casadas nesse “exercício de falsificação”. Os resultados descritos na tabela 8 mostram que isso não ocorreu. No período 2000-2001, a diferença nas taxas de investimento entre o grupo de tratamento e de controle não foi significativa nem na estimação do modelo de diferenças-em-diferenças simples nem no modelo que inclui variáveis de seleção.<sup>25</sup>

---

<sup>25</sup> A tabela 7, descrita na subseção anterior, também mostra que não houve diferenças significativas nas taxas de investimento dos grupos de tratamento e de controle, no período 2000-2001, usando o método de *propensity score matching*.

Analizamos ainda a robustez dos resultados do *propensity score matching* à inclusão das seguintes variáveis de seleção: tangibilidade dos ativos, definida como a proporção dos ativos que são de longo prazo, e duas variáveis binárias indicando se as empresas são, respectivamente, multinacionais ou têm ações listadas no exterior através de *American Depositary Receipts*. Além disso, reestimamos o modelo excluindo as variáveis indicadoras setoriais. Em todas essas alternativas, os efeitos patrimoniais negativos permaneceram significantes a 5% no ano de 2003 (resultados não descritos nas tabelas).

## 2.5.

### **O efeito competitividade das depreciações cambiais sobre o investimento**

Na abordagem de diferenças-em-diferenças descrita na seção anterior, a evidência dos efeitos patrimoniais se dá pela comparação dos investimentos das empresas com passivos cambiais descobertos (grupo de tratamento) e das empresas sem descasamentos cambiais (grupo de controle). Esses dois grupos são construídos de forma que as perdas patrimoniais sejam relevantes apenas para o grupo de tratamento. Note, porém, que a confiabilidade dos resultados depende da medida de descasamento cambial que guia a formação dos grupos de controle e tratamento.

Para que possamos ter mais confiança de que são os efeitos patrimoniais negativos que estão reduzindo os investimentos e não uma má formação dos grupos de controle e tratamento, iremos, nesta seção, testar os efeitos patrimoniais sobre um subconjunto mais homogêneo de nossa amostra: as empresas exportadoras. A vantagem deste teste alternativo é que as depreciações cambiais podem afetar as empresas exportadoras tanto pelo canal patrimonial como pelo canal de competitividade. As depreciações aumentam a competitividade dos bens comerciáveis internacionalmente, aumentando o lucro dos exportadores em moeda local.<sup>26</sup> Nesse caso, a lógica dos modelos de terceira geração prevê um aumento dos investimentos das empresas exportadoras devido ao ganho de competitividade

---

<sup>26</sup> O tamanho do efeito competitividade das depreciações cambiais depende do repasse deste aumento da taxa de câmbio para os preços locais (chamado “*pass through*”). Em geral, os estudos empíricos encontram que este repasse não é completo, o que garante os ganhos de competitividade. Ver, por exemplo, Goldberg e Knetter (1997) e Goldfajn e Werlang (2000).

e, também, que tal aumento deverá ser menos expressivo para as exportadoras com passivos cambiais descobertos, devido ao efeito patrimonial negativo.

Entre as empresas da nossa amostra, 107 tinham exportações líquidas de importações positivas em dezembro de 2001. Dessas 107 exportadoras, 55 tinham passivos cambiais descobertos.

Inicialmente, iremos testar se, de fato, a depreciação de 2002 aumentou a competitividade das exportadoras, elevando as receitas líquidas de vendas dessas empresas *vis-à-vis* às não exportadoras, como prevêem os modelos tradicionais de economia aberta *à la* Mundell-Fleming. Para tanto, mais uma vez usaremos a abordagem de diferenças-em-diferenças. Entretanto, aqui, nosso grupo de tratamento será formado pelas 107 empresas com exportações líquidas de importação positivas em 2001. Já o grupo de controle é formado pelas 125 empresas que eram importadoras líquidas ou não participaram do comércio exterior em 2001. A partir desses dois grupos, podemos estimar o efeito competitividade da depreciação do câmbio da forma usual: comparando a variação das receitas líquidas (antes e depois da crise) das empresas exportadoras e das não exportadoras.

A coluna (A) da tabela 9 mostra que a receita líquida do grupo de empresas exportadoras cresceu 16,8% em comparação ao crescimento da receita líquida das demais empresas no período 2001-2003. Esse resultado foi altamente significativo ( $p$ -valor de 0,000). Já a coluna (B) mostra que não houve diferenças significativas em termos de ganhos de receitas entre o grupo de exportadoras com e sem descasamentos cambiais. Portanto, temos uma evidência significativa de um aumento de receitas pelas empresas exportadoras, tanto as casadas como as descasadas, relativamente às empresas não exportadoras.

Esse ganho de competitividade deveria relaxar as restrições de crédito e, segundo a lógica dos modelos de terceira geração, aumentar o investimento das exportadoras, relativamente às não exportadoras. Alguém pode argumentar, entretanto, que o aumento do investimento das empresas exportadoras não é uma implicação única dos modelos de terceira geração. Tal implicação segue-se de qualquer modelo de investimentos baseado em preços relativos. Os modelos de terceira geração também prevêem, porém, que o aumento do investimento das exportadoras deve ser menos significativo se elas tiverem passivos cambiais

descobertos, que impliquem perdas patrimoniais com a depreciação do câmbio. Essa implicação não é consistente com os modelos de investimentos baseados em preços relativos.

Para testar essa implicação adicional dos modelos de terceira geração, comparamos a diferença das taxas de investimento (antes e após a crise de 2002) entre as empresas exportadoras com e sem descasamentos cambiais. Nesse exercício, as 55 empresas exportadoras com descasamentos cambiais antes da crise formam o grupo de tratamento, enquanto que as demais exportadoras formam o grupo de controle.

O modelo a ser estimado é o seguinte:

$$\begin{aligned} (Investimento / K_{-1})_{i,2003} - (Investimento / K_{-1})_{i,2001} = & \delta + \beta I(Exportadoras)_{i,2001} + \\ & \alpha I(Exportadoras * Descasadas)_{i,2001} + \Pi_1(LucroOperacional / Ativo)_{i,2001} + \\ & \Pi_2(LogAtivo)_{i,2001} + \Pi_3(DívidaTotal / AtivoTotal)_{i,2001} + \Pi_4(Investimento / K_{-1})_{i,2001} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

A variável dependente continua sendo a variação da taxa de investimento bruto para cada empresa  $i$  no período  $t$ . As variáveis de interesse agora são as variáveis indicadoras  $I(Exportadoras)$  e  $I(Exportadoras*Descasadas)$ . A primeira toma o valor um para as empresas exportadoras líquidas em 2001 e zero em caso contrário. A segunda assume o valor um apenas para o subconjunto das exportadoras que faziam parte do grupo das empresas descasadas em 2001.

O coeficiente  $\beta$  mede a diferença nas taxas de investimento das empresas exportadoras e não exportadoras entre 2001 e 2003. Essa é nossa medida do efeito competitividade. Se o ganho de competitividade provocado pelas depreciações cambiais, de fato, aumentarem o investimento das empresas, nós devemos esperar um  $\beta$  positivo. Já o coeficiente  $\alpha$  mede a diferença nas taxas de investimento entre as empresas exportadoras descasadas e casadas: nossa medida do efeito patrimonial. Se as perdas patrimoniais provocadas pela depreciação cambial aumentarem o custo de financiamento das exportadoras descasadas vis-à-vis às exportadoras casadas, nós devemos esperar um  $\alpha$  negativo. Agora, se os efeitos patrimoniais não deixarem as empresas exportadoras com descasamentos cambiais relativamente mais restritas ao crédito, então  $\alpha$  deve ser estatisticamente igual a zero.

Na coluna (C), mostramos que o efeito competitividade da depreciação cambial de 2002 também afetou positivamente o investimento das empresas exportadoras. Relativamente às não exportadoras, as empresas exportadoras elevaram suas taxas de investimento em 7,2 pontos percentuais ( $p$ -valor de 0,098). No entanto, esse ganho de competitividade teria sido ainda maior se não houvesse empresas exportadoras com elevados descasamentos cambiais na véspera da crise. A coluna (D) mostra que, em 2003, as empresas exportadoras que tinham descasamentos cambiais na véspera da crise investiram 17,6 pontos percentuais a menos que as exportadoras que estavam casadas, em comparação aos níveis pré-crise. Já o grupo de exportadoras casadas investiu 16,4 pontos percentuais a mais do que as empresas não exportadoras. Ambos os resultados foram significantes a 1%. Como nesse modelo a variação da taxa de investimento média das empresas da amostra foi negativa em 7,8 pontos percentuais (capturada pela constante  $\delta$ ), temos evidência de que a taxa de investimento média do grupo de empresas exportadoras cresceu 8,6 pontos percentuais entre 2001 e 2003. Já o grupo de exportadoras descasadas teve, em média, uma redução das taxas de investimento de 9 pontos percentuais.<sup>27</sup>

Por fim, re-estimamos o modelo introduzindo as variáveis que controlam vieses de seleção. Os resultados, descritos na coluna (E), não se alteraram qualitativamente. O efeito patrimonial afetou o investimento mais intensamente do que o efeito competitividade para as empresas que sofreram esses dois efeitos: as exportadoras com descasamentos cambiais. O diferencial de taxas de investimento entre as empresas exportadoras e não exportadoras foi de 11 pontos percentuais. Já entre o grupo de exportadoras, as descasadas reduziram suas taxas de investimento em 12,5 pontos percentuais vis-à-vis às casadas. A única variável de seleção significativa neste modelo é a taxa de investimento do período base.

Em suma, podemos tirar duas conclusões básicas desta seção. Primeiramente, que os ganhos de competitividade são bastante expressivos após grandes depreciações cambiais. Segundo, os efeitos patrimoniais reduzem significativamente as taxas de investimento das empresas com descasamentos

---

<sup>27</sup> A variação da taxa de investimento das empresas exportadoras é calculada pela soma dos coeficientes  $\delta$  e  $\beta$  na equação (6). Já no caso das exportadoras descasadas, a variação é calculada pela soma dos coeficientes  $\delta$ ,  $\alpha$  e  $\beta$ .

cambiais, mesmo daquelas que se beneficiaram dos ganhos de competitividade, como as exportadoras.

## **2.6. Conclusões**

Nos modelos de terceira geração de crises cambiais, as perdas patrimoniais de empresas com passivos cambiais descobertos desempenham um papel central na explicação dos efeitos recessivos das crises. Entretanto, a evidência empírica que testa a relevância desses modelos não é conclusiva. Enquanto em alguns países há evidência de que a existência de dívidas cambiais reduz os investimentos das empresas após elevadas depreciações, em outros, a evidência é não significativa ou, até mesmo, de aumentar o investimento.

Neste artigo, testamos a relevância desse canal patrimonial, combinando uma medida mais precisa de descasamento cambial em nível de empresas com um foco de análise centrado ao redor da crise brasileira de 2002. Para separarmos os efeitos patrimoniais de outros eventos macroeconômicos que possam ter afetado o investimento das empresas, identificamos dois grupos de empresas. No grupo de tratamento, temos empresas que tinham descasamentos cambiais na véspera da crise de 2002 e, portanto, sofreram perdas patrimoniais. E, no grupo de controle, temos empresas que, em média, não possuíam descasamentos cambiais. Enquanto a variação da taxa de investimento (antes e depois da crise) do grupo de tratamento deve refletir tanto o efeito patrimonial como os demais efeitos da crise de 2002, a variação da taxa de investimento do grupo de controle deve refletir apenas esses outros efeitos comuns a todas as empresas. Portanto, ao tomarmos a diferença das variações dos dois grupos, obtemos uma estimativa do impacto patrimonial da depreciação cambial sobre a taxa de investimento das empresas.

Encontramos uma redução média de 8,1 pontos percentuais nas taxas de investimento das empresas com descasamentos cambiais, no primeiro ano após o choque cambial, e de 5,5 pontos percentuais, no segundo ano após a crise, relativamente às empresas sem descasamentos cambiais. Esses efeitos patrimoniais negativos são também bastante expressivos quando usamos *propensity score matching* para selecionar uma amostra de empresas sem descasamentos cambiais o mais parecida possível das empresas com descasamentos cambiais na véspera da crise.

Por fim, realizamos um teste conjunto do efeito patrimonial e competitividade da depreciação cambial sobre o investimento ao analisarmos a variação do investimento das exportadoras antes e depois da crise cambial de 2002. Os resultados mostram que as exportadoras aumentaram seus investimentos em 11 pontos percentuais, relativamente às não exportadoras. Entretanto, consistentemente com a importância dos efeitos patrimoniais negativos, as exportadoras com descasamentos cambiais investiram 12,5 pontos percentuais a menos do que as exportadoras que não sofreram perdas patrimoniais com a depreciação.

Em suma, as evidências para a crise cambial brasileira de 2002 mostram que os efeitos patrimoniais negativos reverterem pelo menos parte do efeito competitividade das depreciações cambiais, podendo torná-las contracionistas, como prevêem os modelos de terceira geração de crises cambiais.

### 3

## Ganhos da globalização do capital acionário em crises cambiais

### 3.1.

#### 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.<sup>28</sup>

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

---

<sup>28</sup> 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

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 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

---

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).

empresas se comprometem a aumentar a eficiência, de forma a evitar que os preços das ADRs revelem ineficiências administrativas.<sup>29</sup>

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 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.<sup>30</sup> 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

---

29 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.

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

evento em que arbitadores 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.

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 arbitadores das bolsas americanas. Como argumentamos a seguir, a crise cambial brasileira de 2002 nos possibilita um teste mais direto da influência dos arbitadores 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 arbitadores 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.

### **3.2. 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.

#### **3.2.1. Seleção da amostra e base de dados**

A base de dados da *Econômica* 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.<sup>31</sup>

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 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 *Econômica*, 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

---

<sup>31</sup> 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.

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.<sup>32</sup> 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.

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.<sup>33</sup> Complementarmente, usamos os

---

<sup>32</sup> Os CNPJs das controladas e as respectivas participações acionárias das empresas abertas controladoras foram obtidos nos demonstrativos financeiros consolidados das empresas.

<sup>33</sup> 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

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.

### **3.2.2. 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.<sup>34</sup> 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.<sup>35</sup>

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,

---

empresas, consideramos as posições financeiras consolidadas das opções informadas nas notas dos balanços.

<sup>34</sup> 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.

<sup>35</sup> 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.

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 arbitradores internacionais para a cobertura do risco cambial das empresas. Ao estendermos nossa amostra até a crise de 2002 obtemos, assim, um 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.

### **3.2.3. Estatísticas da amostra**

Nossa primeira tarefa é identificar, entre as empresas da amostra, quais são emissoras de ADRs. A tabela 10 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 11 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.

### **3.3.**

#### **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.

#### **3.3.1.**

##### **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.<sup>36</sup> 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* 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 12 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

---

<sup>36</sup> Esse conservadorismo também pode ser uma característica das empresas com ADRs.

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 12 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 13 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

---

Testaremos essa interpretação alternativa na seção que analisa a robustez dos resultados.

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 13 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.

### 3.3.2. 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:

$$\begin{aligned} \Delta(\text{DescasamentoCambial} / \text{AtivoTotal})_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{ADR}_{i,t} + \alpha_2 \text{Multinacional}_{i,t} + \\ & \alpha_3 \text{Estatal}_{i,t} + \alpha_4 \text{Ln}(\text{AtivoTotal})_{i,t} + \alpha_5 (\text{LucroOperacional} / \text{AtivoTotal})_{i,t} + \\ & \alpha_6 (\text{DívidaTotal} / \text{AtivoTotal})_{i,t} + \alpha_7 \text{DescMaturidade}_{i,t} + \alpha_8 (\text{Exportação} / \text{Receita})_{i,t} + \\ & \alpha_9 (\text{Importação} / \text{Receita})_{i,t} + \alpha_{10} (\text{DescasamentoCambial} / \text{AtivoTotal})_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (7)$$

A tabela 14 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.

### 3.3.3. A Crise de 2002

Nesta subseção, estimamos a equação (7) 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 15 mostra que, relativamente às empresas sem ações listadas no exterior, as empresas com ADRs não tiveram uma redução estatisticamente significativa 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 significativa 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.

### **3.4. Robustez dos resultados**

#### **3.4.1. 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 16 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 (7) 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.<sup>37</sup>

---

<sup>37</sup> 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.

### 3.4.2. Problemas de endogeneidade

Outra preocupação que tivemos foi verificar se problemas de endogeneidade poderiam impactar nossos resultados. Em particular, endogeneidade pode criar vies 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 (7), 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 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 17 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.<sup>38</sup>

A tabela 18 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.<sup>39</sup> O painel A mostra os resultados do PROBIT, e o painel B

---

<sup>38</sup> Para uma descrição mais detalhada do método de *matching* e do uso de *propensity score*, ver Blundell e Dias (2002).

<sup>39</sup> 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*

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 18 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 equação (7). 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.

### **3.4.3. 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.

---

*matching* não se alteram qualitativamente quando excluimos o endividamento financeiro do PROBIT.

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 19 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.<sup>40</sup>

### 3.5. 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.

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

---

<sup>40</sup> 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

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 arbitadores 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.

---

ADRs não parece ser uma consequência direta da publicação de demonstrativos financeiros em dólares.

## 4

# Garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado estimulam um endividamento excessivo em moeda estrangeira?

### 4.1.

#### Introdução

A partir de meados da década de 1990, vários países emergentes sofreram ataques especulativos que colocaram em xeque seus regimes de câmbio administrado. Desde então, novos modelos teóricos procuraram explicar ataques especulativos a partir das decisões de financiamento das empresas. Em particular, Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1999) e Corsetti, Pesenti e Roubini (1999) argumentam que um regime de câmbio administrado implica garantia implícita do governo contra perdas cambiais. Tal garantia induziria as empresas a tomarem empréstimos em moeda estrangeira, sem uma adequada proteção contra futuras desvalorizações cambiais. Ataques especulativos com conseqüências para o setor real aconteceriam, então, em economias com um grande número de empresas com passivos cambiais descobertos.

Todavia, a relação entre endividamento em moeda estrangeira e regime de câmbio não é consensual na literatura. Eichengreen e Hausmann (1999), Calvo e Reinhart (2002) e Calvo e Miskhin (2003), por exemplo, argumentam que o elevado endividamento cambial nas economias emergentes estaria diretamente relacionado às imperfeições no mercado de crédito: o endividamento em moeda estrangeira seria a única opção de empréstimos de longo prazo. Nessa visão, o seguro implícito de um regime de câmbio administrado estaria primordialmente ligado à decisão das empresas se protegerem ou não contra perdas cambiais, e não às decisões de endividamento em moeda estrangeira.

Poucos artigos testaram empiricamente em nível de empresas se existe uma relação entre regimes de câmbio e endividamento em moeda estrangeira. Martinez e Werner (2002), a partir de uma amostra de empresas mexicanas, mostram que as exportações explicam significativamente os passivos cambiais das empresas no

regime de câmbio flutuante, mas não no regime de câmbio administrado. Os autores interpretam esse resultado como evidência de endividamento cambial excessivo em regimes de câmbio administrado. Mais recentemente, Rossi (2004) e Cowan, Hansen e Herrera (2005) usam painéis de empresas brasileiras e chilenas, respectivamente, para mostrar que, em média, as empresas reduzem seus passivos cambiais e aumentam suas posições de *hedge* cambial, após a adoção do regime de câmbio flutuante; consistentemente com a hipótese de endividamento cambial excessivo em regimes de câmbio administrado.

Existe, portanto, evidência mostrando uma correlação positiva entre regimes de câmbio administrado e endividamento em moeda estrangeira. A evidência existente, contudo, não indica se essa correlação positiva é provocada pelo seguro implícito dos regimes de câmbio administrado. Testar empiricamente o impacto dessas garantias governamentais sobre o endividamento cambial é a principal contribuição do nosso artigo.

Para tanto, usaremos a crise cambial brasileira de janeiro de 1999, que culminou com a mudança de regime cambial de taxas de câmbio administradas para taxas flutuantes. A partir dessa mudança de regime, argumentaremos a seguir que o impacto das garantias implícitas pode ser estimado através da variação (antes e depois da flutuação de câmbio) do endividamento em moeda estrangeira de dois grupos de empresas: as que acreditam nas garantias implícitas do regime de câmbio administrado, e as que não acreditam.

Para as empresas que acreditam nas garantias implícitas, a variação do endividamento em moeda estrangeira captura a perda das garantias do câmbio administrado e, também, outros efeitos macroeconômicos relacionados à mudança do regime de câmbio. Em contraste, a variação do endividamento em moeda estrangeira das empresas que não acreditam nas garantias implícitas captura apenas os efeitos macroeconômicos. Ao subtrairmos as variações dos passivos cambiais desses dois grupos de empresas, excluimos os efeitos macroeconômicos, obtendo, então, o impacto da perda do seguro implícito do regime de câmbio administrado no endividamento em moeda estrangeira. Nosso problema, portanto, se resume a identificar um grupo de tratamento, as empresas que acreditavam nas garantias do regime de câmbio administrado, e um grupo de controle, as empresas que não acreditavam.

Obviamente, as crenças sobre as garantias implícitas do regime de câmbio administrado não são do tipo zero ou um, como o parágrafo anterior poderia sugerir. Sendo assim, o critério de seleção das empresas deve ser tal que, no grupo de tratamento, estejam empresas cujos controladores tenham tido uma grande confiança nas garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado. Enquanto que, no grupo de controle, estejam empresas cujos controladores tenham sido bastante céticos sobre a credibilidade das garantias.

Existe um candidato natural para o grupo de tratamento: empresas com endividamento em moeda estrangeira que não fizeram *hedge* cambial durante o regime de câmbio administrado. Com certeza, empresas que acreditavam fortemente no comprometimento do governo de não desvalorizar o câmbio estarão nesse grupo, pois não faz sentido pagar os custos de *hedge* cambial se não se acredita no risco de desvalorização.<sup>41</sup> Analogamente, empresas que fizeram *hedge* são candidatas naturais para nosso grupo de controle, ou seja, empresas céticas sobre as garantias implícitas do regime de câmbio administrado. A questão a ser respondida é que nível de *hedge* nos faz crer que o ceticismo da empresa era suficientemente forte para inclusão no grupo de controle.

Para entender os *trade offs* envolvidos na determinação do ponto de corte do nível de *hedge*, considere o caso do seguro de saúde público. Mesmo que um cidadão ache o atendimento médico-hospitalar gratuito pouco adequado, ele não necessariamente comprará o seguro de saúde privado mais completo do mercado. O nível de cobertura adquirido será o que tenha a melhor relação custo-benefício, de acordo com o perfil do cidadão. Da mesma forma, o controlador de uma empresa com passivos cambiais provavelmente não fará 100% de *hedge*, mesmo que seja bastante cético sobre a credibilidade das garantias implícitas do regime de câmbio administrado. Nesse caso, a empresa seria indevidamente excluída do grupo de controle, se adotássemos um ponto de corte de 100% de cobertura cambial.

Se um ponto de corte muito alto provavelmente exclui várias empresas que não crêem nas garantias implícitas, um ponto de corte muito baixo nos leva para o

---

<sup>41</sup> Existe, porém, um potencial viés nesse critério de seleção. Problemas financeiros ou de liquidez podem fazer com que empresas com passivos cambiais não façam *hedge*, mesmo que elas não

problema oposto: o grupo de controle teria várias empresas que, a despeito da aquisição de *hedge* cambial, têm um razoável grau de confiança nas garantias dos regimes de câmbio administrado. O ponto de corte, por conseguinte, não deve ser nem muito alto nem muito baixo.

Dados a serem detalhados ao longo do texto mostram que, três anos após o fim do câmbio administrado no Brasil (dezembro de 2001), as empresas com endividamento em moeda estrangeira cobriam, em média, 30% do risco cambial. Esse nível de cobertura já excluía qualquer tipo de garantia implícita que possa ter existido no regime de câmbio administrado, pois, presumivelmente, três anos seria tempo suficiente para as empresas se ajustarem ao regime de câmbio flutuante. Assim sendo, usaremos 30% como ponto de corte para determinar as empresas céticas sobre as garantias implícitas do regime de câmbio administrado. Ou seja, as empresas que não confiavam nas garantias implícitas serão aquelas que, no regime de câmbio administrado, tinham um grau de cobertura superior à média de 30% vigente em um período em que não havia dúvidas de que as garantias implícitas não existiam.

Temos, então, o critério de seleção para o grupo de empresas que crêem nas garantias implícitas do regime de câmbio administrado (grupo de controle): empresas com endividamento em moeda estrangeira superior a 5% dos ativos que cobriam pelo menos 30% de suas dívidas cambiais. E, para o grupo de empresas que crêem nas garantias implícitas (grupo de tratamento), selecionamos as que tinham endividamento em moeda estrangeira durante o regime de câmbio administrado, mas, ainda assim, não fizeram *hedge* cambial. A partir desses dois grupos de empresas, encontraremos evidência para a relevância das garantias implícitas sobre o endividamento em moeda estrangeira se, após a mudança do regime de câmbio de janeiro de 1999, as empresas sem *hedge* cambial, em média, reduzirem seu endividamento em moeda estrangeira em um montante significativamente maior do que as com *hedge* cambial. Em tese, essa diferença é explicada pela perda da garantia implícita.

Não encontramos evidência favorável para a hipótese de que as garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado estimulam o endividamento em

---

acreditem nas garantias implícitas do regime de câmbio administrado. Na análise econométrica,

moeda estrangeira. Entre 1998 e 2000 (anos anterior e posterior ao da mudança do regime de câmbio), as empresas sem *hedge* cambial, em média, aumentaram a razão de dívidas cambiais sobre dívida total em 1,3 pontos percentuais, relativamente às empresas com *hedge* cambial; diferença essa que não é estatisticamente significativa. Essa evidência é contrária à hipótese das garantias implícitas, cuja diferença de endividamento deveria ser negativa e estatisticamente significativa.

A irrelevância das garantias implícitas é robusta a medidas alternativas de endividamento em moeda estrangeira (dívida cambial sobre dívida total e dívida cambial sobre ativo total); a um ponto de corte mais elevado para inclusão no grupo de controle (50% de cobertura cambial); e a diferentes datas-base para determinação do nível de cobertura cambial no regime de câmbio administrado (dezembro de 1998 e dezembro de 1997).

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 descreve a base de dados e apresenta estatísticas descritivas da amostra. A seção 3 descreve o modelo econométrico. A seção 4 apresenta os resultados principais do artigo e os testes de robustez. Por fim, a seção 5 conclui.

## **4.2. Descrição dos dados**

### **4.2.1. Período Amostral**

A crise cambial brasileira de janeiro de 1999, que culminou com a mudança do regime de taxas administradas para taxas flutuantes, é a base de nosso estudo. Como a figura 1 mostra, a mudança do regime de câmbio, ocorrida em janeiro de 1999, provocou uma grande depreciação cambial: 47,1%. O ponto de partida deste estudo, portanto, é comparar o endividamento cambial das empresas antes e depois dessa crise.

Os dois anos anteriores à crise de 1999 foram marcados por um grande diferencial entre as taxas de juros doméstica e internacional: 16,5% em 1997 e

20,2% em 1998.<sup>42</sup> O alto custo da proteção cambial, entretanto, anulava grande parte dos ganhos relativos dos empréstimos em moeda estrangeira, apesar da baixa volatilidade da taxa de câmbio real em 1997 (2,6%) e 1998 (3,1%).<sup>43</sup> Essa combinação de baixa volatilidade do câmbio, grande diferencial de juros doméstico e internacional, e alto custo de *hedge*, em tese, poderia estimular o endividamento em moeda estrangeira, sem uma adequada proteção do risco cambial.

Passemos agora aos dois anos que se seguiram à flutuação do câmbio (2000 e 2001). Nesse período, a volatilidade cambial aumentou para 7,2% em 2000 e 23,3% em 2001, e o diferencial de juros caiu para 11% em 2000 e 16,1% em 2001.<sup>44</sup> Ao compararmos os anos pós-crise com os anos pré-crise, temos, portanto, além da mudança do regime de câmbio, uma significativa variação de fatores macroeconômicos importantes para as decisões de endividamento em moeda estrangeira. Essa combinação de fatores dificulta a estimativa do impacto do seguro implícito do regime de câmbio administrado sobre as decisões de endividamento externo. Ainda assim, uma apropriada escolha dos grupos de tratamento e controle nos permitirá isolar os efeitos do seguro implícito do câmbio dos efeitos macroeconômicos.

#### **4.2.2. Seleção da amostra e base de dados**

Tendo determinado o período da amostra, passamos para a descrição das empresas da amostra. A base de dados da *Econômica* 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

---

<sup>42</sup> Como medida de custo de captação em moeda doméstica, usamos a taxa de juros média anual embutida nos contratos de *swaps* de taxas de juros pós-fixadas (DI) versus taxas pré-fixadas de 360 dias. Como medida de custo de captação em moeda estrangeira, usamos a taxa de juros média anual dos títulos do tesouro americano de um ano de maturidade.

<sup>43</sup> Por exemplo, o prêmio embutido nos contratos futuros de câmbio, calculado pela razão entre a taxa de câmbio nos contratos futuros de dólar com vencimento em um ano e a taxa à vista, era de 11,4% em 1997 e 13,2% em 1998. A volatilidade da taxa de câmbio real é calculada pelo desvio padrão anual das taxas de câmbio nominais mensais normalizadas pelas taxas de inflação, usando o IPCA como índice.

<sup>44</sup> O prêmio embutido nos contratos futuros de dólar de um ano foi reduzido para 8,2% em 2000 e para 12,7% em 2001.

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.<sup>45</sup>

Entre essas 313 empresas, identificamos 183 que, em 31 de dezembro de 1998 (véspera da adoção do regime de câmbio flutuante), tinham dívidas em moeda estrangeira superiores a 5% dos seus ativos totais. A restrição de endividamento cambial superior a 5% dos ativos visa a excluir empresas nas quais a gestão do risco cambial é uma questão de menor importância.

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 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 *Econômica*, as dívidas bancárias em moedas doméstica e estrangeira foram coletadas 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.

---

<sup>45</sup> 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.

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.<sup>46</sup> 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.

Por fim, identificamos quais das 183 empresas da nossa amostra fazem parte do grupo de tratamento e quais são do grupo de controle. Como explicamos na introdução, a proporção do passivo cambial com cobertura de *hedge*, no período de câmbio administrado, determina a separação das empresas nos dois grupos. A determinação dos grupos de tratamento e controle, portanto, requer o cálculo da proporção de *hedge* de cada empresa da amostra, ou, equivalentemente, seus montantes de descasamento cambial.

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, títulos públicos indexados ao dólar e créditos de clientes no exterior) e dos derivativos de câmbio. Uma empresa sem

---

<sup>46</sup> Os CNPJs das controladas e as respectivas participações acionárias das empresas abertas controladoras foram obtidos nos demonstrativos financeiros consolidados das empresas.

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.<sup>47</sup> 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.

#### **4.2.3. Estatísticas da amostra**

A tabela 20 apresenta estatísticas descritivas das 183 empresas com ações listadas em bolsa que formam a nossa amostra. Todas essas empresas são não financeiras e, em dezembro de 1998, tinham passivos em moeda estrangeira superiores a 5% dos ativos totais. As primeiras duas linhas da tabela mostram que o endividamento em moeda estrangeira variou pouco no período 1997-2001. Em média, as dívidas cambiais correspondiam a 22,2% dos ativos totais (65,2% do total do passivo), atingindo o máximo de 23,4% em 1999.<sup>48</sup> Por sua vez, o endividamento total como proporção dos ativos também se mostrou estável após 1998, com uma média de 36,1% entre 1997 e 2001.

A tabela também mostra que enquanto as empresas cobriam, em média, apenas 7% de seus passivos cambiais em 1997, a parcela de dívidas cambiais cobertas por ativos ou derivativos cambiais passou para 30,1% em 2001. Esse crescimento das posições de *hedge* reflete uma redução dos descasamentos

---

<sup>47</sup> 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 na maioria das notas explicativas dos demonstrativos financeiros analisados, consideramos as posições financeiras consolidadas das opções informadas nas notas dos balanços.

<sup>48</sup> Uma possível explicação para o pico da razão de endividamento cambial sobre ativos totais, em 1999, é o impacto da desvalorização de 47,1% na mudança do regime de câmbio.

cambiais. Enquanto que, no ano anterior à flutuação do câmbio em 1999, os descasamentos cambiais médios estavam em 18,4% dos ativos, em 2000, estavam em 16% e, em 2001, em 13,3%. Em resumo, a mudança do regime cambial reduziu os passivos cambiais descobertos das empresas; e essa redução foi feita majoritariamente através do aumento das posições de *hedge*.

No lado operacional das empresas, a tabela 20 mostra que as exportações variaram pouco, respondendo, em média, por 11,3% das receitas totais. Já as importações (como proporção da receita total) tiveram uma tendência decrescente no período amostral, apresentando uma redução média de 44% entre 1997 e 2001. Acompanhando a tendência das importações, o ativo total médio em dólar caiu significativamente no período. No entanto, essa queda deve-se, em grande parte, ao impacto contábil das depreciações cambiais sobre os valores convertidos para dólares. Por fim, o lucro operacional aumentou continuamente no período amostral, passando de 3,3% dos ativos em 1997 para 8,5% em 2001.

#### **4.3.**

#### **Garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado**

Nesta seção, usamos a abordagem de diferenças-em-diferenças para investigar o impacto das garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado sobre o endividamento em moeda estrangeira. Para tanto, dividiremos nossa amostra em um grupo de tratamento e um grupo de controle. No grupo de tratamento, incluiremos as empresas que confiavam nas garantias implícitas, enquanto que, no grupo de controle, teremos as empresas céticas em relação às garantias implícitas. No grupo de tratamento, a variação do endividamento cambial após a flutuação do regime de câmbio deve refletir a perda das garantias implícitas do regime de câmbio administrado e, também, os efeitos macroeconômicos da mudança de regime. Em contraste, a variação de endividamento do grupo de controle deve refletir apenas os efeitos macroeconômicos. Afinal, o fim das garantias implícitas não pode ser uma perda para quem não as levavam a sério. A diferença da variação de endividamento cambial desses dois grupos de empresas nos dá, portanto, uma estimativa do impacto das garantias implícitas no endividamento cambial.

Há, entretanto, duas dificuldades óbvias para implementarmos a abordagem de diferenças-em-diferenças no nosso contexto: Como identificar as empresas dos

grupos de tratamento e controle? Como controlar por possíveis vieses de seleção dos dois grupos? As duas próximas seções lidam com essas duas dificuldades.

#### **4.3.1. Grupos de tratamento e controle**

Como argumentamos na introdução, as empresas com passivos cambiais sem cobertura de *hedge* são candidatas naturais para o grupo de empresas que, antes da flutuação do câmbio, confiavam nas garantias implícitas do regime de câmbio administrado. Com efeito, uma empresa que confia na promessa do governo de não desvalorizar o câmbio não tem porque arcar com o custo de *hedge* cambial. Por conseguinte, o grupo de tratamento é constituído pelas 90 empresas da nossa amostra que, a despeito de terem um passivo cambial superior a 5% dos ativos, não faziam uso de instrumentos de *hedge* cambial em dezembro de 1998.

Considere, agora, o grupo de controle, ou seja, empresas céticas quanto às garantias do governo de não desvalorizar o câmbio. Analogamente ao critério de seleção do grupo de tratamento, as empresas com passivos cambiais totalmente cobertos por posições de *hedge* são candidatas naturais ao grupo de controle. No entanto, devido ao custo de fazer *hedge*, é pouco provável que uma empresa cubra 100% de sua exposição cambial, mesmo que seus controladores sejam extremamente céticos sobre as garantias implícitas do regime de câmbio administrado. Se nosso critério de seleção para o grupo de controle exigir 100% de *hedge* cambial, então, muito provavelmente, várias empresas céticas sobre as garantias implícitas serão indevidamente excluídas do grupo de controle.

A tabela 21 mostra que, de fato, apenas 5% das 93 empresas que tinham posições de *hedge* cambial cobriam totalmente seus passivos cambiais na véspera da mudança de regime cambial. A tabela também mostra que 25% dessas empresas cobriam no máximo 8,6% do passivo cambial, enquanto que outras 25% tinham posições de *hedge* superiores a 53,2% do passivo cambial. Essa distribuição mostra que há um *trade off* na escolha do ponto de corte da cobertura cambial. Por um lado, um ponto de corte muito elevado provavelmente deixará de fora do grupo de controle um bom número de empresas que não acreditavam nas garantias implícitas, diminuindo a potência dos nossos testes. Por outro lado, um ponto de corte baixo provavelmente incluirá várias empresas que têm um grau de confiança relativamente alto nas garantias implícitas.

Na especificação básica dos nossos testes, usaremos 30% de cobertura cambial como valor de corte para inclusão no grupo de controle. Esse valor corresponde, aproximadamente, ao nível de cobertura cambial médio das empresas analisadas em dezembro de 2001. Nessa data, elas presumivelmente já tiveram o tempo necessário para atingir o nível ótimo de *hedge* sob o regime de câmbio flutuante, que, por construção, exclui qualquer tipo de garantia implícita que possa ter existido no regime de câmbio administrado. Portanto, as empresas que não confiavam nas garantias implícitas serão aquelas que, no regime de câmbio administrado, tinham um grau de cobertura superior à média de 30% vigente em um período em que não havia dúvidas de que as garantias implícitas não existiam. Dado esse valor de corte, o grupo de controle é formado por 40 empresas. Ou seja, eliminamos da amostra 53 empresas com *hedge* cambial positivo, porém menor que o ponto de corte de 30%.

A tabela 22 mostra testes de igualdade de médias de características das empresas dos grupos de tratamento e controle em 1998. Em média, 60,6% das dívidas das empresas tratadas eram denominadas ou indexadas a moedas estrangeiras, e seu endividamento total era de 37,5% dos ativos. Para o grupo de controle, a proporção das dívidas em moeda estrangeira na dívida total era maior, 73,6%, mas o endividamento total era um pouco menor, 32,4%. Enquanto a diferença entre a parcela dos passivos cambiais dos dois grupos foi estatisticamente significativa ( $p$ -valor de 0,001), o mesmo não ocorreu com a diferença de endividamento total.

Em relação às posições de *hedge* cambial, as empresas do grupo de controle cobriam, em média, 64,9% do endividamento cambial. Observamos, ainda, que mais da metade dessas empresas tinham posições de *hedge* cambial de, no mínimo, 54% das dívidas cambiais. Por construção, as empresas tratadas não faziam *hedge*. A tabela também mostra que, enquanto o grupo de tratamento tinha um descasamento cambial médio de 20,4% dos ativos, o descasamento médio do grupo de controle era de apenas 8,7%. Essa diferença de médias foi altamente significativa ( $p$ -valor de 0,000). Ou seja, a sensibilidade do grupo de tratamento à perda da garantia implícita do regime de câmbio administrado é significativamente maior do que no grupo de controle, como requer o método de diferenças-em-diferenças.

Por certo, alguém poderia argumentar que o maior descasamento cambial das empresas tratadas poderia estar, em parte, refletindo a maior parcela de receitas obtidas através de exportações. E que, portanto, as diferenças entre os dois grupos seriam espúrias, no que se refere aos custos estimados da mudança do regime de câmbio. No entanto, contrariamente a esse argumento, as empresas descobertas exportavam significativamente menos do que as empresas cobertas em 1998. A diferença de exportações (como proporção da receita total) entre os dois grupos foi de 9,4% com  $p$ -valor de 0,012. Já as importações médias não diferiam significativamente entre os grupos.

A tabela mostra ainda que as empresas que faziam uso de instrumentos de *hedge* eram significativamente maiores em termos do logaritmo do ativo total do que as empresas do grupo de tratamento. Por fim, não havia diferenças significantes entre os dois grupos em termos de lucratividade operacional.

#### 4.3.2. Viés de seleção e especificação econométrica

Supondo que as decisões de endividamento cambial das empresas do nosso grupo de controle não dependem das garantias implícitas do regime de câmbio administrado, uma estimativa por diferenças-em-diferenças do impacto das garantias implícitas sobre o endividamento em moeda estrangeira é dada por:

$$\left( \frac{\sum_{i \in \text{tratamento}} Y(i,t)}{M} - \frac{\sum_{i \in \text{tratamento}} Y(i,t-1)}{M} \right) - \left( \frac{\sum_{i \in \text{controle}} Y(i,t)}{N} - \frac{\sum_{i \in \text{controle}} Y(i,t-1)}{N} \right) \quad (8)$$

Na equação (8),  $Y(i,t)$  é o endividamento cambial da empresa  $i$  no ano  $t$ ,  $M$  é o número de empresas no grupo de tratamento (empresas sem *hedge*) e  $N$  é o número de empresas no grupo de controle (empresas com pelo menos 30% de cobertura cambial). A primeira diferença nos dá a mudança do endividamento cambial do grupo de tratamento após a flutuação do câmbio, e a segunda diferença nos dá a mesma variação para o grupo de controle. Ao tirarmos a diferença das duas diferenças, excluimos os efeitos macroeconômicos da mudança de regime de câmbio, obtendo, assim, uma estimativa do impacto das garantias implícitas sobre o endividamento em moeda estrangeira.

Apesar da exclusão dos efeitos macroeconômicos, a equação (8) pode ser um estimador inconsistente do impacto das garantias implícitas. O estimador será enviesado, por exemplo, se os dois grupos tiverem tendências distintas nas trajetórias de endividamento em moeda estrangeira, imediatamente antes da mudança do regime de câmbio. Nesse caso, o estimador de diferenças-em-diferenças nos diz que a diferença das variações é causada pelo fim das garantias implícitas, quando, pelo menos em parte, é devida às tendências pré-existentes.

A maneira tradicional de lidar com tendências pré-existentes é obter o estimador de diferenças-em-diferenças a partir de um modelo de regressão, no qual se introduz linearmente variáveis específicas das empresas para controlar as tendências dos grupos de controle e tratamento. Seguindo Abadie (2005), adotamos então a seguinte especificação econométrica:

$$Y(i,t) = \mu + X(i) \cdot \pi(t) + \tau \cdot D(i,1) + \delta \cdot t + \alpha \cdot D(i,t) + \varepsilon(i,t), \quad (9)$$

onde  $Y(i,t)$  é o a parcela do endividamento cambial na dívida total para a empresa  $i$  no período  $t$ .

Na equação (9), as empresas são observadas em um período pré-tratamento ( $t = 0$ ) e num período pós-tratamento ( $t=1$ ).  $D(i,t)$  é uma variável indicadora que toma o valor um se a empresa  $i$  fizer parte do grupo de tratamento (aquelas que não faziam hedge em dezembro de 1998) e se o regime de câmbio for o flutuante. Como as empresas só estão expostas ao regime de câmbio flutuante no período  $t=1$ , temos  $D(i,0) = 0$  para todo  $i$  e  $D(i,1) = 1$  para as empresas tratadas e  $D(i,1)=0$  para as não tratadas. Enquanto a variável  $D(i,1)$  leva em consideração diferenças, entre os grupos de controle e tratamento, dos endividamentos cambiais pré-mudança do regime de câmbio, a variável  $D(i,t)$  captura o impacto da mudança de regime nessa diferença. O coeficiente  $\alpha$ , portanto, é o nosso estimador de diferenças-em-diferenças condicional ao vetor de características  $X(i)$ , cuja estimativa está descrita na equação (8).<sup>49</sup>

Além das variáveis que recuperam o estimador de diferenças-em-diferenças, a equação (9) contém um componente de tendência comum a todas as empresas,  $t$ , um resíduo aleatório  $\varepsilon(i,t)$ , e um vetor  $X(i)$  de características das empresas. A

---

<sup>49</sup> Para uma discussão mais detalhada dos modelos de diferenças-em-diferenças e possíveis extensões, ver Meyer (1995) e Abadie (2005).

inclusão desse vetor controla possíveis diferenças nas trajetórias de endividamento cambial dos grupos de controle e tratamento. Para tanto, as características das empresas devem ser correlacionadas com o endividamento cambial e, também, devem capturar diferenças nos dois grupos de empresas. Ou seja, para explicar diferenças nas trajetórias, os dois grupos devem ter características distintas, e essas características devem ser controladas no vetor  $X(i)$ .

Para evitar que o vetor  $X(i)$  capture parte dos efeitos da mudança de regime, as características das empresas são fixadas no ano de 1998. As características das empresas controladas são: os níveis de exportações e importações (normalizadas pela receita total), o logaritmo do ativo total e o lucro operacional sobre o ativo. A idéia aqui é que as empresas exportadoras devem ser menos propensas a reduzir o endividamento cambial, pois as exportações são positivamente relacionadas com a taxa de câmbio, compensando, pelo menos em parte, o aumento de risco cambial. Analogamente, importadores devem ser mais propensos a reduzir suas exposições cambiais em períodos de incertezas cambiais. Empresas maiores, por sua vez, podem ter um acesso mais fácil a linhas de crédito internacional, assim como as empresas mais lucrativas. De fato, baixa lucratividade também pode gerar problemas financeiros que inviabilizem a compra de *hedge* cambial, sendo, portanto, um candidato natural para uma característica desbalanceada entre os grupos de controle e tratamento. Por fim, note que o vetor de coeficientes de  $X(i)$ ,  $\pi_t$ , varia com o tempo. Por exemplo, a lucratividade de uma empresa pode ser um importante determinante da trajetória do endividamento cambial em um regime de câmbio e irrelevante no outro.

Na nossa amostra, as empresas são identificadas em cada período  $t$ . Por conseguinte, podemos diferenciar a equação (9) com respeito a  $t$ , obtendo:

$$Y(i,1) - Y(i,0) = \delta + X(i)' \cdot \pi + \alpha \cdot D(i,1) + \eta_{it}, \quad (10)$$

onde  $\pi = \pi(1) - \pi(0)$  e  $\eta_{it} = \varepsilon(i,1) - \varepsilon(i,0)$ .

Uma das vantagens da especificação (10) é que ela torna claro que o método de diferenças-em-diferenças elimina variáveis não observáveis que sejam constantes no tempo. Dessa forma é mais provável que, como supomos,  $\eta_{it}$  seja não correlacionada com as variáveis independentes, o que é um requisito para que

o impacto das garantias implícitas seja consistentemente estimado. Portanto, estimaremos o seguinte modelo:

$$\begin{aligned} (DívidaCambial / DívidaTotal)(i,2000) - (DívidaCambial / DívidaTotal)(i,1998) = \\ \delta + \Pi_1 Exportações / Receita(i) + \Pi_2 Im portações / Receita(i) + \Pi_3 LogAtivo(i) \\ + \Pi_4 LucroOperacional / Ativo + \alpha I(Descasadas) + \eta_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

Na equação (11), a variável dependente captura o ajuste da parcela das dívidas cambiais no endividamento total ao redor da mudança de regime cambial. O ano de 1998 é o período base (pré-crise), sendo que o ano de 1999 foi excluído da amostra, por ter sido o da mudança do regime de câmbio. Analisamos, portanto, os efeitos médios da mudança de regime sobre o endividamento cambial das empresas no ano 2000. A variável  $I(Descasadas)$  é o equivalente na equação (10) ao termo  $D(i,1)$ , isto é, uma variável binária que assume o valor um para as empresas que fazem parte do grupo de empresas com elevados descasamentos cambiais em 1998, e zero em caso contrário.

Se as garantias implícitas de um regime de câmbio administrado forem relevantes para o endividamento em moeda estrangeira, então deve haver uma redução na parcela das dívidas em moeda estrangeira das empresas com passivos cambiais descobertos, comparativamente às empresas que se protegem do risco cambial. Nesse caso, o coeficiente  $\alpha$  estimado deve ser negativo. Caso contrário,  $\alpha$  deve ser estatisticamente igual a zero. Nesses testes, usamos *clusters* em nível de empresas para estimar erros-padrão robustos a correlação serial e heteroscedasticidade.<sup>50</sup>

#### 4.4. Resultados Principais

A coluna (A) tabela 23 apresenta os resultados da estimação de uma versão simplificada do nosso modelo de diferenças-em-diferenças, sem o vetor de variáveis que controla para vieses de seleção. Nessa especificação, entre 1998 e 2000, as empresas descasadas reduziram em 1,4 ponto percentual (coeficiente da variável  $I(Descasadas)$ ) a parcela de suas dívidas em moeda estrangeira em

---

<sup>50</sup> Bertrand, Duflo, e Mullainathan (2004) mostram que permitir uma estrutura de covariância arbitrária entre os períodos de tempo reduz problemas de correlação serial em estudos que utilizam o método de diferenças-em-diferenças com mais de 50 observações no *cross section*.

relação às empresas que cobriam pelo menos 30% de suas dívidas cambiais. No entanto, tal coeficiente não foi estatisticamente significativo ( $p$ -valor de 0,764).

Ao introduzirmos as variáveis que controlam vieses de seleção, coluna (B), as empresas descasadas passaram a ter um aumento relativo do endividamento em moeda estrangeira, 1,3 ponto percentual, mas a diferença permaneceu não significativa ( $p$ -valor de 0,813). A similaridade econômica e estatística da variação dos passivos cambiais dos dois grupos (com e sem controle para viés de seleção) sugere que as garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado não são relevantes para as decisões de endividamento em moeda estrangeira.

É sempre possível, entretanto, que a falta de significância estatística da diferença das variações de endividamento dos dois grupos possa estar refletindo problemas de especificação do modelo, em vez da irrelevância das garantias implícitas sobre as decisões de endividamento cambial. Por exemplo, a diferença das variações poderia ser estatisticamente nula, se as empresas que tiveram perdas cambiais na flutuação do câmbio levarem mais de dois anos para ajustarem suas estruturas de capital. Para lidar com essa possibilidade, estimamos a equação (11) após substituir o ano 2000 pelo ano de 2001, como período pós-crise. Os resultados, descritos na coluna (C), mostram basicamente os mesmos resultados. As empresas descasadas aumentaram a parcela de dívidas cambiais, no período 1998-2001, em 7,5 pontos percentuais, comparativamente às empresas cobertas, mas o aumento não é estatisticamente significativo ( $p$ -valor de 0,202). Mais uma vez, os resultados apontam para a irrelevância das garantias implícitas como determinantes do endividamento em moeda estrangeira.

Em todas as regressões, as variáveis que controlam pelo viés de seleção não são estatisticamente significativas. De fato, apenas a constante se mostra estatisticamente significativa (ano de 2001). Seu sinal negativo sugere uma redução média do endividamento cambial, após a introdução do regime de câmbio flutuante, consistentemente com os resultados encontrados por Rossi (2004) e Cowan, Hansen e Herrera (2005).

#### **4.4.1. Testes de Robustez**

Nesta subseção, analisamos a possibilidade de nossos resultados estarem sendo gerados por razões não relacionadas às garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado.

##### **4.4.1.1. Diferentes tendências no tempo**

A abordagem de diferenças-em-diferenças supõe que a variável de interesse (i.e., o endividamento cambial médio sobre a dívida total) segue a mesma tendência temporal nos grupos de tratamento e controle. Mas, características distintas (possivelmente não observáveis) entre os grupos podem invalidar essa hipótese de identificação, contaminando os resultados.

Para investigar essa possibilidade, estimamos a equação (11) entre os anos de 1997 e 1998, quando não houve mudanças significativas, nem na taxa de câmbio nem no regime cambial. Se os resultados anteriores estão contaminados por uma tendência, então deveríamos ver variações distintas e significativas no endividamento cambial dos grupos de controle e tratamento, nessa janela de tempo que não inclui a mudança do regime de câmbio.

Os resultados descritos na tabela 24 não validam a hipótese de tendências distintas para o endividamento cambial dos grupos de controle e tratamento. As colunas (A) e (B) mostram que, independentemente da inclusão das variáveis que controlam por viés de seleção, as empresas tratadas reduziram seus endividamentos cambiais em comparação às empresas do grupo de controle, porém tais reduções não foram estatisticamente significantes.

##### **4.4.1.2. Outra medida de endividamento cambial**

Até agora, usamos a dívida cambial sobre a dívida total como medida de endividamento em moeda estrangeira. Nesta subseção, usamos outra medida de endividamento cambial: a dívida cambial sobre o ativo total. A tabela 25 mostra que o uso dessa medida alternativa não altera nosso resultado principal: as garantias implícitas do regime de câmbio administrado não são relevantes para as decisões de endividamento cambial das empresas. As colunas (A) e (B) da tabela

mostram que, relativamente às empresas com pelo menos 30% de cobertura cambial, as empresas descasadas reduziram o endividamento cambial sobre os ativos entre 1998 e 2000 em 0,2 ponto percentual (sem controles para seleção) e 1,5 ponto percentual (com controles para seleção). Já, entre 1998 e 2001, a redução relativa foi de 0,5 ponto percentual (coluna C). Em todos esses casos, tais reduções são estatisticamente não significativas.

#### **4.4.1.3.**

#### **Diferentes grupos de controle e de tratamento**

Com último teste de robustez, investigamos a sensibilidade dos nossos resultados a diferentes grupos de controle. Na formação do grupo de controle original, incluímos empresas com no mínimo 30% de cobertura cambial para os passivos cambiais. Conforme dito anteriormente, esse valor de corte teve como base o nível médio de cobertura cambial das empresas em dezembro de 2001, quase três anos após a mudança de regime cambial. Nessa data, as empresas já devem ter tido tempo suficiente para escolher o nível ótimo de hedge cambial, sem que tal nível seja influenciado pelas garantias implícitas. No entanto, alguém poderia argumentar que, dentro de tal grupo de controle, empresas com cobertura cambial apenas um pouco acima de 30% poderiam estar sendo influenciadas pelas garantias implícitas. Para testar essa possibilidade, estimamos a equação (11) usando um valor de corte mais restrito para a construção do grupo de controle, 50%. Com esse novo valor de corte, o grupo de controle foi reduzido de 40 para 26 empresas. A tabela 26 mostra que os resultados não foram alterados qualitativamente em relação aos obtidos com valor de corte de 30% para o grupo de controle: a variação de endividamento cambial dos dois grupos continua sendo estatisticamente não significativa.

Uma segunda preocupação sobre a formação dos grupos de controle diz respeito à data base para definição de quais empresas têm passivos cambiais cobertos. Mais especificamente, ao formarmos o grupo de controle a partir dos dados de dezembro de 1998, podemos ter incluído empresas que tenham abruptamente alterado tanto seus descasamentos cambiais quanto seus passivos cambiais, em antecipação à mudança de regime de janeiro de 1999. Para lidar com essa preocupação, usaremos dezembro de 1997 como data base para seleção do grupo de controle. Portanto, estimamos nosso modelo para os novos grupos de

controle e tratamento; sendo que o período inicial para a variação do passivo cambial é agora dezembro de 1997. A tabela 27 mostra que, também nesse caso, não houve diferenças significantes na variação do endividamento cambial sobre os ativos entre os dois grupos. A diferença das variações dos dois grupos continua a ser estatisticamente não significativa, contrariamente à hipótese da relevância das garantias implícitas.

#### **4.5. Conclusões**

Após os ataques especulativos da década de 1990 que provocaram o colapso de diversos regimes de câmbio administrado em países emergentes, vários autores argumentaram que tais regimes constituem uma garantia implícita do governo contra desvalorizações cambiais. E que tais garantias induziriam as empresas a tomarem empréstimos em moeda estrangeira sem uma adequada proteção ao risco cambial. Outros autores argumentam, entretanto, que as garantias não explicam o elevado endividamento cambial das empresas nesses países. Nessa visão, os incentivos para endividamento em moeda estrangeira viriam de imperfeições no mercado de crédito de longo prazo em moeda local; o seguro implícito de um regime de câmbio administrado afetaria apenas as decisões de *hedge* cambial.

Neste artigo, testamos o impacto desse seguro no endividamento em moeda estrangeira das empresas, usando dados de empresas brasileiras antes e depois de janeiro de 1999, mês do fim do regime de câmbio administrado no Brasil. Para separar os efeitos do fim do regime de câmbio dos efeitos macroeconômicos, identificamos dois grupos de empresas. No grupo de tratamento, temos empresas que tinham uma confiança suficientemente forte nas garantias implícitas do câmbio administrado para manter descobertos todos os seus passivos cambiais. E, no grupo de controle, temos empresas suficientemente céticas em relação ao seguro para proteger uma significativa fração de suas dívidas cambiais, através de instrumentos de *hedge*. Enquanto a variação do endividamento cambial (antes e depois da flutuação de câmbio) do grupo de tratamento deve refletir tanto a perda do seguro implícito como os efeitos macroeconômicos do fim do regime, a variação do endividamento cambial do grupo de controle deve refletir apenas os efeitos macroeconômicos. Segue que, ao tomarmos a diferença das variações dos

dois grupos, obtemos uma estimativa do impacto do fim do seguro implícito sobre o endividamento das empresas.

Os resultados sugerem que as garantias implícitas do regime de câmbio administrado não têm um impacto relevante sobre o endividamento em moeda estrangeira. Relativamente às empresas com passivos cambiais cobertos, as empresas com passivos cambiais descobertos, em média, aumentaram a parcela de dívidas cambiais em apenas 1,3 ponto percentual, no período ao redor da mudança de regime cambial (1998-2000); diferença esta que não é estatisticamente significativa (p-valor de 0,813). Esse resultado é robusto a diferentes medidas de passivo cambial, a diferentes grupos de controle, e a diferentes datas-base para formação dos grupos de controle e tratamento.

Obviamente, os resultados deste trabalho não sugerem que as garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado sejam irrelevantes para as empresas. As garantias implícitas devem afetar o custo de se fazer *hedge*, que, obviamente, é um fator importante para as decisões de *hedge*. Um tópico que pretendemos explorar em trabalhos futuros é entender como as garantias implícitas de um regime de câmbio administrado impactam os custos de *hedge* cambial.

## 5 Conclusão

O primeiro ensaio desta tese sugere que um eficiente gerenciamento de risco cambial pelas empresas pode reduzir os efeitos recessivos das depreciações cambiais. Analisando a crise cambial brasileira de 2002, mostramos que as perdas patrimoniais implicadas pelas depreciações cambiais reduziram significativamente a capacidade de investimento das empresas que tinham elevados descasamentos cambiais. As decisões corporativas de manter elevados descasamentos cambiais, entretanto, podem estar associadas ao elevado custo de fazer *hedge* em economias emergentes.

Nos dois ensaios seguintes, estudamos os incentivos gerados por dois mecanismos, um de mercado e outro governamental, sobre as decisões corporativas de reduzirem seus endividamentos cambiais ou aumentarem suas posições de *hedge*. O mecanismo de mercado é a disciplina imposta pela pressão de arbitradores internacionais sobre as empresas que possuem ações listadas nas bolsas dos Estados Unidos através de ADRs. De fato, essa disciplina das emissões de ADRs afeta as decisões corporativas, induzindo 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. Já o mecanismo governamental estudado é garantia governamental, implícita no regime de câmbio administrado, de que não haverá uma desvalorização significativa do câmbio. Dados de empresas brasileiras, antes e depois do fim do regime de câmbio administrado em 1999, sugerem que tais garantias não são relevantes para a decisão de endividamento em moeda estrangeira.

## Referências bibliográficas

ABADIE, A. Semiparametric difference-in-differences estimators. **Review of Economic Studies** 72: 1-19, 2005.

AGHION, P.; BACHETTA, P.; BANERJEE, A. Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints. **European Economic Review** 45 (7): 1121-1150, 2001.

AGUIAR, M. **Investment, devaluation, and foreign currency exposure: The case of Mexico.** University of Chicago, Discussion Paper, 2002.

BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates?" **The Quarterly Journal of Economics**, fevereiro 2004.

BLUNDELL, R.; DIAS, C. **Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics.** University College London and Institute for Fiscal Studies, *Discussion Paper*, 2002.

BLEAKLEY, H.; COWAN, K. **Corporate dollar debt and devaluations: Much ado about nothing?** Working paper 02-5, United States: Federal Reserve Bank of Boston, 2002.

BONOMO, M.A.; MARTINS, B.; PINTO, R.. **Debt composition and exchange rate balance sheet effect in Brazil: A firm-level analysis.** *Discussion Paper*, 2003.

BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M.; REBELO, S. **Hedging and Financial Fragility in fixed Exchange Rate Regimes.** *NBER Working Paper* 7143, 1999.

CALVO, G.; MISKHIN, F. The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries. **Journal of Economic Perspectives** 17 (4): 99-118, 2003.

CALVO, G.; REINHART, C. Fear of Floating. **The Quarterly Journal of Economics** 67: 379-408, 2002.

CÉSPEDES, L.F., CHANG, R; VELASCO, A. **IS-LM-BP in the Pampas.** *NBER Working Paper* 9337, 2002.

CÉSPEDES, L.F. **Financial frictions and real devaluations.** Santiago, Chile: Central Bank of Chile. *Discussion Paper*, 2004.

CORSETTI; PESENTI; ROUBINI Papers Tigers? A model of the Asian Crisis. **European Economic Review** 43: 1211-1236, 1999.

COWAN, K., HANSEN, E. e HERRERA, L.O. **Currency mismatches, balance sheet effects and hedging in non-financial Chilean firms.** Inter-American Development Bank Working Paper No. 521, 2005.

DOIDGE, C.; KAROLYI, G.A.; STULZ, R. Why are foreign firms listed in the U.S. worth more?, **Journal of Financial Economics** 71: 205-238, 2004.

DOMOWITZ, I.; GLEN, J.; MADHAVAN, A. International cross-listing, and order-flow migration: evidence from Mexico. **The Journal of Finance**, 53: 2001-2028, 1998.

EICHENGREEN, B.; HAUSMANN, R. **Exchange rates and financial fragility**. NBER Working Paper 7418, 1999.

FOERSTER, S.; KAROLYI, G.A. 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, 1999.

FROOT, K.; SCHARFSTEIN, D.; STEIN, J. Risk management: Coordinating corporate investment and financing policies. **The Journal of Finance**, 48: 1629-1658, 1993.

GALINDO, A.; PANIZZA, U.; SCHIANTARELLI, F. **Currency depreciations: Do they boost or they bust?** Inter-American Development Bank, Discussion Paper, 2003a.

GALINDO, A.; PANIZZA, U.; SCHIANTARELLI, F. Debt composition and balance sheet effects of currency depreciation: a summary of the micro evidence. **Emerging Markets Review** 4: 330-339, 2003b.

GECZY, C.; MINTON, B.; SCHRAND, C. Why firms use currency Derivatives”, **The Journal of Finance**, 2: 1323-1354, 1997.

GOLDBERG, P. e KNETTER, M. Good prices and exchange rates: What have we learned?” **Journal of Economic Literature** 35:273–296, 1997.

GOLDFAJN, I. e WERLANG, S. **The pass-through from depreciation to inflation: A panel study**. Working Paper Series No.5, Banco Central do Brasil, 2000.

HAUSMAN, J. Specification tests in Econometrics, **Econometrica**, 52: 1219-1240, 1978.

HOLMSTRÖM, B.; TIROLE, J. Market liquidity and performance monitoring. **Journal of Political Economy**, 101: 678-710, 1993.

HUBBARD, R.G. Capital market imperfections and investment. **Journal of Economic Literature**, 36: 193-225, 1998.

JENSEN, C.M.; MECKLING, H.W. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, Vol.3, No. 4, 1976.

KAROLYI, G.A. (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.

KRUGMAN, P. Balance sheets, the transfer problem, and financial crises. In: **International Finance and Financial Crises**, Essays in honor of Robert P. Flood, eds., 1999.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Law and finance. **Journal of Political Economy**, 106: 1113-1155, 1998.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Determinants of external finance. **Journal of Finance**, 52: 1131-1150, 1997.

LINS, K.; STRICKLAND, D.; ZENNER, M. Do non-U.S. firms issue equity on U.S. exchanges to relax capital constraints? **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 2005.

LAEVEN, L. **Financial liberalization and financing constraints: evidence from panel data on emerging economies**. Washington, DC, United States: World Bank, 2001.

LJUNGQVIST, L. Asymmetric information: A rationale for corporate speculation. **Journal of Financial Intermediation**, 3: 188-203, 1994.

MARTINEZ, L.; WERNER, A. The exchange rate regime and the currency composition of corporate debt: The Mexican experience. **Journal of Development Economics**, 69: 315-334, 2002.

MEYER, B.D. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of Business & Economic Statistics** 13 (2): 151-161, 1995.

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

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

OLIVEIRA, F.N. **Demanda de derivativos de câmbio no Brasil: Hedge ou especulação?** Capítulo 2 da Tese de Doutorado em Economia, Pontifícia Universidade Católica, 2004.

PAGANO, M., RÖELL, A.A.; ZECHNER, J. The geography of equity listing: why do companies list abroad? **The Journal of Finance**, 57: 2651-2694, 2002.

REESE, W. e WEISBACH, M. Protection of minority shareholder interests, cross-listings in the United States, and subsequent equity offerings. **Journal of Financial Economics**, 66: 65-104, 2002.

ROSEMBAUM, P.; RUBIN, D.B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika** 70: 41-55, 1983.

ROSEMBAUM, P.; RUBIN, D.B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. **Journal of the American Statistical Association**, 79: 516-524, 1984.

ROSSI JR., J.L. **Corporate foreign vulnerability, financial policies and the exchange rate regime: evidence from Brazil**. *Discussion Paper*, 2004.

SMITH, C.; STULZ, R. The determinants of firms hedging policies”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol.20, Issue 4, 1985.

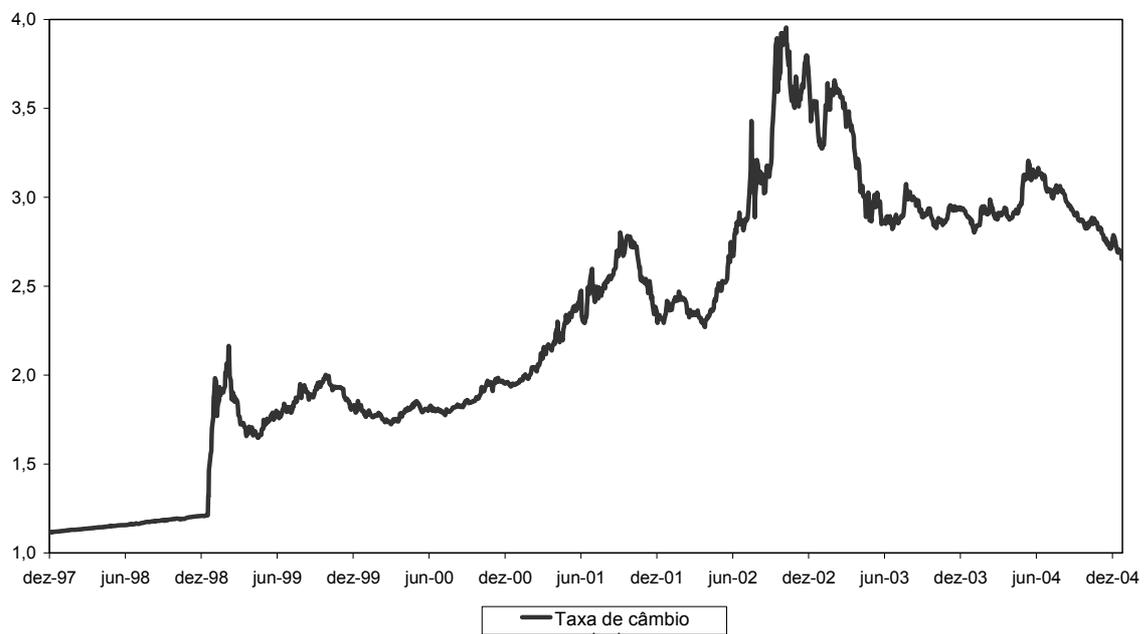
STULZ, R. Globalization of equity markets and the cost of capital. **Journal of Applied Corporate Finance**, Fall: 8-25, 1999.

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

# 7 Apêndices

## 7.1. Gráficos

**Gráfico 1: Taxa de Câmbio Nominal**



Fonte: Banco Central do Brasil

## 7.2. Apêndice do capítulo 2

**Tabela 1: Número de empresas da amostra por setor de atividade**

As empresas foram classificadas por setores de atividade de acordo com a base de dados da Economática. De uma amostra inicial de 477 empresas brasileiras de capital aberto, selecionamos 274 empresas não financeiras para formar a amostra que será utilizada neste artigo. Foram excluídas as empresas pertencentes ao setor financeiro ou de seguros (43 empresas); as que não tinham capital aberto em dezembro de 2002 (125); as holdings diversificadas que detinham participação de empresas financeiras ou não possuíam receitas consolidadas operacionais (26); as com datas-base diferentes de dezembro (2); e as que não tinham os dados necessários para a realização dos testes (4); Três empresas com balanços praticamente idênticos a outras empresas que pertenciam ao mesmo grupo econômico. Foram excluídas também 54 observações de empresas que apresentaram mudanças significativas de capital via fusões e aquisições, alienações de participação acionária de empresas controladas ou reavaliações de ativos imobilizados.

<b>Setor de Atividade/ Ano</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>Média</b>
Total de Empresas	224	232	228	217	197	218
Alimentos e Bebidas	14	14	14	15	12	14
Comércio	9	10	10	9	8	9
Construção	13	13	11	12	10	12
Eletroeletrônicos	9	10	9	9	8	9
Energia Elétrica	27	26	26	28	26	27
Máquinas Industriais	9	8	9	7	6	8
Mineração	3	3	3	3	3	3
Minerais Não Metálicos	6	6	6	5	4	5
Outros	20	24	24	23	20	22
Papel e Celulose	8	9	9	9	8	9
Petróleo e Gás	8	8	8	7	6	7
Química	18	18	17	16	17	17
Siderurgia e Metalurgia	26	27	25	25	25	26
Telecomunicações	19	21	23	15	13	17
Textil	21	20	20	20	18	20
Transportes	2	3	2	3	1	2
Veículos e Peças	12	12	12	11	12	12

**Tabela 2: Características das empresas da amostra**

Esta tabela apresenta o número total de empresas da amostra a cada ano e a proporção delas que tinham dívidas e ativos cambiais, derivativos de câmbio, receitas de exportação e despesas com importação.

<b>Variável / Ano</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>Média</b>
Com dívidas cambiais	77.7%	77.6%	78.1%	79.3%	77.7%	78.1%
Com ativos e derivativos cambiais	47.3%	53.9%	61.8%	58.1%	59.4%	56.0%
Com ativos cambiais	30.4%	33.2%	37.7%	41.0%	41.1%	36.5%
Com derivativos cambiais	28.1%	38.8%	46.9%	35.5%	35.0%	37.0%
Com exportações	59.8%	58.2%	58.3%	60.4%	57.9%	58.9%
Com importações	71.9%	67.7%	67.5%	64.5%	65.5%	67.5%

**Tabela 3: Estatísticas Descritivas**

Esta tabela apresenta estatísticas descritivas das empresas durante o período amostral. As dívidas cambiais são calculadas como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. Os ativos cambiais são calculados pela soma das aplicações financeiras indexadas ou denominadas em moeda estrangeira, títulos públicos cambiais e créditos de clientes no exterior. Os derivativos cambiais 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. O descasamento cambial é medido pelo total das dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio. As exportações são calculadas como o valor máximo entre a soma dos valores exportados pelas empresas controladoras e controladas (ponderados pela respectiva participação acionária), obtido na Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), e os valores das exportações consolidadas, informadas nas notas explicativas dos balanços. As importações são calculadas pelo valor das despesas de importação das empresas controladoras e controladas (ponderadas pelas participações acionárias), obtido na SECEX. Tanto as exportações como as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média a cada ano. A taxa de investimento é definida como  $(K(t) - K(t-1) + \text{depreciação}) / K(t-1)$ , onde o estoque de capital (K) é definido como os ativos imobilizados líquidos de depreciação. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional, inclusive debêntures. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. A receita total e o ativo total foram convertidos para dólares pela taxa de câmbio de venda do final de cada ano.

Variável / Ano	2000	2001	2002	2003	2004	Média	Mediana
Dívida Cambial/Ativo Total	14,1%	14,8%	17,2%	14,7%	11,9%	14,6%	10,8%
Ativo Cambial/Ativo Total	2,3%	3,1%	3,8%	3,7%	3,3%	3,2%	0,0%
Derivativos Cambiais/Ativo Total	2,1%	3,7%	7,6%	4,5%	3,0%	4,2%	0,0%
Descasamento Cambial/Ativo Total	9,8%	8,0%	5,8%	6,6%	5,6%	7,2%	2,6%
Exportações/Receita Total	10,3%	10,4%	10,2%	11,3%	11,7%	10,8%	1,0%
Importações/Receita Total	3,7%	3,2%	3,2%	3,2%	3,5%	3,4%	0,4%
Exportações Líquidas/Receita Total	6,5%	7,2%	6,9%	8,0%	8,2%	7,3%	0,0%
Lucro Operacional/Ativos Total	7,1%	8,1%	8,6%	8,1%	10,7%	8,5%	8,5%
Investimento/ $K_{t-1}$	10,7%	8,3%	3,3%	5,5%	9,4%	7,4%	3,7%
Receita Total (US\$ milhões)	1.086	1.038	775	1.052	1.278	1.046	294
Ativo Total (US\$ milhões)	1.774	1.598	1.161	1.430	1.418	1.476	131
Dívida Total/Ativo Total	25,5%	26,8%	29,5%	27,8%	24,9%	26,9%	26,3%

**Tabela 4: Distribuição do descasamento cambial das empresas em 2001**

Esta tabela apresenta a distribuição do descasamento cambial sobre os ativos totais das empresas da amostra no ano de 2001, véspera da crise cambial de 2002. O descasamento cambial é medido pelo total das dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio.

<b>Percentil</b>	<b>Descasamento Cambial/Ativos</b>
p1	-8.6%
p5	-3.8%
p10	-0.8%
p25	0.0%
p50	3.2%
p75	12.2%
p90	25.0%
p95	34.7%
p99	48.3%

**Tabela 5: Testes de igualdade de médias entre as empresas descasadas e não descasadas**

Esta tabela apresenta a média, e a mediana de algumas características das empresas descasadas e não descasadas em 2001, véspera da crise de 2002. A taxa de investimento é definida como  $(K(t) - K(t-1) + \text{depreciação}) / K(t-1)$ , onde o estoque de capital (K) é definido como os ativos imobilizados líquidos de depreciação. O descasamento cambial é definido como as dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio. As empresas classificadas no grupo das descasadas são as empresas com descasamentos cambiais superiores a 5,3% em 2001. Escolhemos esse valor de corte para a definição dos grupos de Descasadas de modo a fazer com que o grupo de controle tivesse um nível médio de descasamento cambial sobre os ativos igual a zero. As exportações e as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média a cada ano. As exportações líquidas são as exportações menos as importações. Os lucros operacionais são calculados antes do pagamento de juros e impostos. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional, inclusive debêntures. Na última coluna à direita apresentamos as diferenças de média entre os grupos de empresas descasadas e não descasadas e os p-valores de testes t de diferenças de média com diferentes variâncias. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente.

Tipos de Empresas	Empresas Descasadas (N=102)		Empresas Casadas (N=130)		Diferença de média (p-valor do Teste t)
	Média	Mediana	Média	Mediana	
Variáveis Independentes					
Investimento/ $K_{t-1}$	7,6%	2,9%	8,9%	6,0%	-1,3% (0,589)
Descasamento Cambial/Ativo Total	18,4%	15,0%	0,0%	0,0%	18,4%*** (0,000)
Exportações/Receita Total	12,6%	3,9%	8,7%	0,0%	3,8% (0,111)
Importações/Receita Total	3,4%	1,0%	3,1%	0,1%	0,3% (0,742)
Exportações Líquidas/Receita Total	9,2%	0,5%	5,5%	0,0%	3,7% (0,111)
Lucro Operacional/Ativo Total	8,4%	8,4%	7,9%	8,2%	0,4% (0,712)
Logaritmo da Receita Líquida	13,6	13,9	12,7	12,7	0,9*** (0,000)
Logaritmo do Ativo Total	14,1	14,2	13,2	13,0	0,9*** (0,000)
Dívida Total/Ativo Total	36,3%	35,6%	19,4%	16,3%	17,0%*** (0,000)
Dívida Doméstica/Ativo Total	12,3%	11,3%	11,8%	6,9%	0,5% (0,753)

**Tabela 6: Efeitos patrimoniais sobre o Investimento - diferenças-em-diferenças**

Esta tabela contém os resultados da estimação em mínimos quadrados de variantes da equação (4) no texto. A variável dependente é a variação da taxa de investimento bruto, medida como  $(K(t) - K(t-1) + \text{depreciação}) / K(t-1)$ , na qual o estoque de capital (K) é definido como os ativos imobilizados líquidos de depreciação. O ano de 2001 é usado como base (pré-crise). O ano de 2003 é usado como pós-crise nas colunas (A) e (B) e o ano de 2004 na coluna (C). I(Descasadas) é uma variável indicadora que toma o valor um para as empresas que tinham descasamentos cambiais superiores a 5,3% dos ativos em 2001 e zero em caso contrário. O descasamento cambial é definido como as dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio. As demais variáveis de controle estão fixadas no ano base. As exportações e as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média a cada ano. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional, inclusive debêntures. Os lucros operacionais são calculados antes do pagamento de juros e impostos. Log do ativo total é o logaritmo do ativo total. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos os p-valores robustos a problemas de correlação serial e heteroscedasticidade entre parêntesis. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente.

	$\Delta(\text{Investimento}/K_{-1})_t$		
	(A)	(B)	(C)
I(Descasadas)	-0,076* (0,077)	-0,081*** (0,004)	-0,055* (0,077)
Investimento/K-1		-0,867*** (0,000)	-0,855*** (0,000)
Exportações/Receita Total		0,180** (0,023)	0,001 (0,990)
Importações/Receita Total		-0,023 (0,853)	-0,043 (0,700)
Lucro Operacional/Ativo Total		0,101 (0,605)	-0,008 (0,980)
Log do Ativo Total		-0,003 (0,713)	-0,013* (0,072)
Dívida Total/Ativo Total		-0,023 (0,742)	0,032 (0,651)
Constante	-0,011 (0,749)	0,097 (0,339)	0,277*** (0,009)
Número de Observações	217	217	197
R <sup>2</sup>	0,01	0,71	0,68

**Tabela 7: Efeitos patrimoniais sobre o Investimento - propensity score matching**

O painel A apresenta os de uma regressão PROBIT para calcular a probabilidade de cada empresa de nossa amostra fazer parte do grupo das empresas descasadas. O descasamento cambial é definido como as dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio. As empresas descasadas são aquelas com descasamentos cambiais superiores a 5,3% em 2001. Escolhemos esse valor de corte para a empresa integrar o grupo de descasadas de modo a fazer com que o grupo de empresas casadas tivessem um nível médio de descasamento cambial sobre os ativos igual a zero. A taxa de investimento é definida como  $(K(t) - K(t-1) + \text{depreciação}) / K(t-1)$ , onde o estoque de capital ( $K$ ) é definido como os ativos imobilizados líquidos de depreciação. As exportações e as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média a cada ano. Os lucros operacionais são calculados antes do pagamento de juros e impostos. 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 de uma amostra casada entre empresas com e sem descasamentos cambiais. As empresas casadas selecionadas são as que possuem o *propensity score* mais perto, após a amostra ser restringida às empresas no *suporte comum*. Investimento/ $K_{-1}$  (Descasadas) e Investimento/ $K_{-1}$  (Não Descasadas) são, respectivamente, os valores médios das taxas de investimento dos grupos de empresas com e sem descasamentos cambiais na amostra restrita ao *Matching*. Diferença Investimento/ $K_{-1}$  é o efeito médio do tratamento sobre as empresas tratadas, dado pela diferença entre as taxas de investimento das empresas *Descasadas* e *Não Descasadas*. 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.

<b>Painel A: Probabilidade de estar no grupo das empresas descasadas (PROBIT)</b>				
Características das Empresas	2000	2001	2003	2004
Exportações/Receita Total	0,44 (0,527)	0,25 (0,714)	0,20 (0,761)	0,91 (0,208)
Importações/Receita Total	-0,33 (0,821)	-0,91 (0,524)	-1,48 (0,287)	-1,43 (0,300)
Lucro Operacional/Ativo Total	-1,83 (0,259)	-0,53 (0,663)	-0,45 (0,686)	0,04 (0,973)
Log do Ativo Total	0,22*** (0,006)	0,12* (0,084)	0,13* (0,070)	0,19*** (0,015)
Dívida Total/Ativo Total	4,55*** (0,000)	3,15*** (0,000)	2,77*** (0,000)	2,50*** (0,000)
Constante	-4,36*** (0,000)	-2,96*** (0,002)	-2,84*** (0,003)	2,95*** (0,000)
Dummies Setoriais	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de Observações	218	232	217	196
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,34	0,24	0,20	0,19
Chi <sup>2</sup> (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>Painel B: Propensity Score Matching</b>				
	2000	2001	2003	2004
<i>Matchings</i>	170	201	182	164
Investimento/ $K_{-1}$ (Descasadas)	0,102	0,072	0,0146	0,058
Investimento/ $K_{-1}$ (Casadas)	0,108	0,077	0,116	0,119
Diferença Investimento/ $K_{-1}$	-0,006	-0,005	-0,101***	-0,060**
Intervalo de Confiança (1%)	(-0,164;0,127)	(-0,162;0,072)	(-0,256;-0,022)	(-0,264;0,005)
Intervalo de Confiança (5%)	(-0,123;0,092)	(-0,137;0,051)	(-0,230;-0,050)	(-0,354;-0,013)
Intervalo de Confiança (10%)	(-0,090;0,073)	(-0,094;0,040)	(-0,245;-0,064)	(-0,246;-0,022)

**Tabela 8: Testando a existência de diferentes tendências temporais entre os grupos de tratamento e de controle (“exercício de falsificação”)**

Esta tabela contém os resultados da estimação em mínimos quadrados de variantes da equação (4) no texto, exceto pelo período analisado. Nesse exercício de falsificação, usaremos um período sem crises cambiais. O ano de 2000 é usado como período base e o ano de 2001 como período pós-crise fictício. A variável dependente é a variação da taxa de investimento bruto, medida como  $(K(t) - K(t-1) + \text{depreciação}) / K(t-1)$ , na qual o estoque de capital ( $K$ ) é definido como os ativos imobilizados líquidos de depreciação.  $I(\text{Descasadas})$  é uma variável indicadora que toma o valor um para as empresas que tinham descasamentos cambiais superiores a 5,3% dos ativos em 2001 e zero em caso contrário. O descasamento cambial é definido como as dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio. As demais variáveis de controle estão fixadas no ano base. As exportações e as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média a cada ano. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional, inclusive debêntures. Os lucros operacionais são calculados antes do pagamento de juros e impostos. Log do ativo total é o logaritmo do ativo total. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos os  $p$ -valores robustos a problemas de correlação serial e heteroscedasticidade entre parêntesis. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente.

	$\Delta(\text{Investimento}/K_{-1})_t$	
	(A)	(B)
$I(\text{Descasadas})$	0,044 (0,714)	0,138 (0,232)
Exportações/Receita Total		0,250 (0,186)
Importações/Receita Total		0,286 (0,329)
Lucro Operacional/Ativo Total		1,700* (0,098)
Log do Ativo Total		-0,027 (0,231)
Dívida Total/Ativo Total		-0,542** (0,022)
Constante	-0,151* (0,059)	0,154 (0,547)
Número de Observações	228	228
$R^2$	0,00	0,04

**Tabela 9: Efeito Patrimonial e Competitividade após a Crise Cambial de 2002**

Esta tabela contém os resultados da estimação em mínimos quadrados de variantes da equação (5) no texto. Nas colunas (A) e (B), a variável dependente é a variação do logaritmo da receita, líquida de impostos sobre as vendas, e nas colunas (C) a (E), é a variação da taxa de investimento bruto, medida como  $(K(t) - K(t-1) + \text{depreciação}) / K(t-1)$ , na qual o estoque de capital (K) é definido como os ativos imobilizados líquidos de depreciação. O ano de 2001 é usado como período base (pré-crise) e o ano de 2003 como pós-crise. I(Exportadoras) é uma variável indicadora que toma o valor um para as empresas com exportações líquidas positivas em 2001 e zero em caso contrário. I(Exportadoras\*Descasadas) é uma variável indicadora que toma o valor um para as empresas com exportações líquidas positivas em 2001 e com descasamentos cambiais superiores a 5,3% dos ativos em 2001. O descasamento cambial é definido como as dívidas cambiais líquidas de ativos cambiais e derivativos de câmbio. As demais variáveis de controle estão fixadas no ano base. As exportações e as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média a cada ano. A dívida total é calculada pela soma do valor dos financiamentos e empréstimos em moeda estrangeira e em moeda nacional, inclusive debêntures. Os lucros operacionais são calculados antes do pagamento de juros e impostos. Log do ativo total é o logaritmo do ativo total. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos os p-valores robustos a problemas de correlação serial e heteroscedasticidade entre parêntesis. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente.

	$\Delta(\text{Log da Receita Líquida})_t$		$\Delta(\text{Investimento}/K_{-1})_t$		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
I(Exportadoras)	0,168*** (0,000)	0,146*** (0,003)	0,072* (0,098)	0,164*** (0,001)	0,110*** (0,001)
I(Exportadoras * Descasadas)		0,042 (0,565)		-0,176*** (0,000)	-0,125*** (0,001)
Investimento/K-1					-0,859*** (0,000)
Lucro Operacional/Ativo Total					0,079 (0,686)
Log do Ativo Total					-0,002 (0,820)
Dívida Total/Ativo Total					-0,063 (0,320)
Constante	-0,037 (0,173)	-0,037 (0,174)	-0,078** (0,024)	-0,078** (0,024)	0,057 (0,592)
Número de Observações	217	217	217	217	217
R <sup>2</sup>	0,06	0,06	0,01	0,04	0,70

### 7.3. Apêndice do capítulo 3

**Tabela 10: Classificação das Empresas Amostrais**

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 11: 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 12: 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 13: Testes de igualdade de médias entre as empresas com e sem ADRs**

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 *Estatual* 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)
Variáveis Independentes												
Ln(Ativo Total)	15,1	15,0	15,3	15,3	13,1	13,0	12,9	12,8	2,0 <b>(0.00)</b>	2,0 <b>(0.00)</b>	2,4 <b>(0.00)</b>	2,4 <b>(0.00)</b>
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% <b>(0.00)</b>	2,5% <b>(0.09)</b>	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% <b>(0.00)</b>	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% <b>(0.00)</b>	12,1% <b>(0.00)</b>	11,1% <b>(0.00)</b>	10,5% <b>(0.00)</b>
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% <b>(0.08)</b>	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 14: Ajuste cambial na véspera da crise cambial 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 *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	$\Delta$ (Descasamento Cambial/Ativo Total) <sub>t</sub>
ADR	-0,064*** (0,005)
Multinacional	-0,037 (0,116)
Estatal	-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 <sup>2</sup>	0,29

**Tabela 15: Ajuste cambial na crise cambial 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	$\Delta$ (Descasamento Cambial/Ativo Total) <sub>t</sub>
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 <sup>2</sup>	0,07

**Tabela 16: Testes 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	$\Delta$ (Descasamento Cambial/Ativo Total) <sub>t</sub>				
	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 <sup>2</sup>	0,29	0,65	0,68	0,19	0,07

**Tabela 17: Testes 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 *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	$\Delta$ (Descasamento Cambial/Ativos Totais) <sub>t</sub>	
	1997-1998	2001-2002
	(A)	(B)
ADR	-0,068** (0,011)	-0,004 (0,873)
Multinacional	-0,041* (0,099)	-0,032 (0,481)
Estatual	-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 <sup>2</sup>	0,27	-

**Tabela 18: Testes 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 <sup>2</sup>	0,24	0,36
Chi <sup>2</sup> (p -valor)	0,000	0,000

**Painel B: Propensity Score Matching**

	1998	2002
<i>Matchings</i>	138	159
$\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (ADR=1)	-0,041	-0,026
$\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (ADR=0)	0,058	-0,038
Diferença $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$	-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 19: Testes 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.

<b>Painel A: Probabilidade de ter emitido ADRs (PROBIT)</b>		
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 <sup>2</sup>	0,17	0,15
Chi <sup>2</sup> (p-valor)	0,039	0,079
<b>Painel B: Propensity Score Matching</b>		
	1998	2002
<i>Matchings</i>	54	71
$\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (ADR)	-0,040	-0,028
$\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$ (Multinacional)	0,037	-0,219
Diferença $\Delta(\text{Descasamento Cambial/Ativo Total})_t$	-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)

## 7.4. Apêndice ao capítulo 4

**Tabela 20: Estatísticas Descritivas**

Esta tabela apresenta os valores médios anuais de características das 183 empresas que compõe a nossa amostra: empresas com dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos em 1998. As dívidas cambiais são calculadas como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. As dívidas totais são calculadas pela soma das dívidas cambiais com as dívidas bancárias domésticas e das debêntures. As posições de *hedge* cambial são calculadas pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais 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. Os descasamentos cambiais são definidos como as dívidas cambiais líquidas das posições de *hedge* cambial (aplicações financeiras em moeda estrangeira mais derivativos cambiais). 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 os valores das exportações consolidadas, informadas nas notas explicativas dos balanços. As importações são calculadas pela soma dos valores importados das empresas controladoras e controladas (ponderadas pelas participações acionárias), obtidos na Secretaria de Comércio Exterior (Secex). Tanto as exportações como as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média a cada ano. O ativo total foram convertidas para dólares pela taxa de câmbio de venda de final de período a cada ano. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. As posições de dívida e *hedge* cambial foram calculadas a partir das notas explicativas dos balanços. As debêntures, o lucro operacional, o ativo e a receita total foram coletadas da base de dados da *Economática*.

Variável / Ano	1997	1998	1999	2000	2001	Média
Dívida Cambial/Dívida Total	64.9%	66.4%	64.9%	65.6%	64.9%	65.3%
Dívida Cambial/Ativo Total	20.5%	22.6%	23.4%	22.1%	23.2%	22.4%
Dívida Total/Ativo Total	33.2%	36.6%	38.5%	35.1%	37.1%	36.1%
Hedge Cambial/Dívida Cambial	7.0%	13.4%	14.8%	19.0%	30.1%	16.9%
Descasamento Cambial/Ativo Total	18.6%	18.4%	18.7%	16.0%	13.3%	17.0%
Exportações/Receita Total	11.5%	11.3%	10.9%	11.3%	11.7%	11.3%
Importações/Receita Total	6.6%	5.0%	4.6%	3.8%	3.7%	4.7%
Ativo Total (US\$ milhões)	4,063	3,608	2,582	2,491	2,245	2,998
Lucro Operacional/Ativo Total	3.3%	4.4%	7.0%	7.4%	8.5%	6.1%

**Tabela 21 Distribuição do *hedge* cambial das empresas na véspera da mudança de regime cambial**

Esta tabela apresenta a distribuição da cobertura dos passivos cambiais feita pelas 93 empresas que fizeram *hedge* e tinham dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos em dezembro de 1998, véspera da mudança de regime cambial. As posições de *hedge* cambial são calculadas pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais 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. As dívidas cambiais são calculadas como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país.

Percentil	Hedge Cambial / Dívidas Cambiais
P5	2,3%
P10	4,0%
P25	8,6%
P50	25,7%
P75	53,2%
P90	84,2%
P95	100%

**Tabela 22: Testes de igualdade de médias entre os grupos de tratamento e de controle**

Esta tabela apresenta estatísticas descritivas de características das empresas dos grupos de tratamento e de controle em 1998. Todas as empresas têm dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos. O grupo de tratamento é constituído por 90 empresas que não tinham posições de hedge cambial em 1998. O grupo de controle é formado pelas 40 empresas que tinham, no mínimo, 30% de cobertura cambial para os passivos cambiais. As dívidas cambiais são calculadas como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. As dívidas totais são calculadas pela soma das dívidas cambiais com as dívidas domésticas, inclusive debêntures. As posições de *hedge* cambial são calculadas pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais 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. Os descasamentos cambiais são definidos como as dívidas cambiais líquidas das posições de *hedge* cambial. As exportações são calculadas como o valor máximo entre a soma dos valores exportados pelas empresas controladoras e controladas (ponderados pela respectiva participação acionária), e os valores das exportações consolidadas. As importações são calculadas pela soma dos valores importados das empresas controladoras e controladas (ponderadas pelas participações acionárias). Tanto as exportações como as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média a cada ano. O *log* do ativo total é o logaritmo do ativo total. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. Na última coluna à direita apresentamos as diferenças de média para cada variável entre os grupos de tratamento e de controle e os *p*-valores de testes *t* de diferenças de média com diferentes variâncias. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente.

Tipos de Empresas	Grupo de Tratamento (N=90)		Grupo de Controle (N=40)		Diferença de média (p-valor do Teste t)
	Média	Mediana	Média	Mediana	
Variáveis Independentes					
Dívida Cambial/Dívida Total	60.6%	63.3%	73.6%	74.1%	-13.1%*** (.001)
Dívidas Cambial/Ativo Total	20.4%	16.3%	23.4%	20.4%	-3% (.225)
Dívida Total/Ativo Total	37.5%	31.0%	32.4%	32.8%	5.1% (.197)
Hedge Cambial/Dívida Cambial	0.0%	0.0%	64.9%	54.0%	-64.9%*** (.000)
Descasamento Cambial/Ativo Total	20.4%	16.3%	8.7%	8.3%	10.3%*** (.000)
Exportações/Receita Total	6.4%	0.6%	15.9%	8.0%	-9.4%** (.012)
Importações/Receita Total	5.3%	1.4%	4.7%	1.5%	0.6% (.746)
Log do Ativo Total	13.60	13.62	14.27	14.31	-0.67** (.015)
Lucro Operacional/Ativo Total	4.6%	4.0%	5.5%	5.3%	-1% (.519)

**Tabela 23: As garantias implícitas dos regimes de câmbio administrado estimulam o endividamento excessivo em moeda estrangeira?**

Esta tabela contém os resultados de estimações em mínimos quadrados ordinários de variantes da equação (3) no texto. A amostra é composta apenas por empresas com dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos. A variável dependente é a variação do endividamento cambial sobre a dívida total. Nas colunas (A) e (B), essa variação é medida entre 1998 e 2000. Na coluna (C), entre 1998 e 2001. A dívida cambial é calculada como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. A dívida total é calculada pela soma da dívida cambial com a dívida doméstica, inclusive debêntures. A variável  $I(\text{Descasadas}_{1998})$  é uma variável binária que assume o valor um para as empresas que não tinham posições de *hedge* cambial em 1998 e zero para as empresas que tinham, no mínimo, 30% de cobertura cambial para os passivos cambiais. A posição de *hedge* cambial é calculada pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais englobam a posição em *swaps* cambiais contratados no país ou no exterior e a posição em outros derivativos de câmbio como futuros, *forwards* e opções de dólar. Tanto as exportações como as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média a cada ano. O *log* do ativo total é o logaritmo do ativo total. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos entre parêntesis os *p*-valores robustos.

	$\Delta(\text{Dívida Cambial/Dívida Total})_t$		
	(A)	(B)	(C)
$I(\text{Descasadas}_{1998})$	-0.014 (0.764)	0.013 (0.813)	0.075 (0.202)
Exportações/Receita Total		0.143 (0.240)	0.104 (0.453)
Importações/Receita Total		-0.068 (0.782)	-0.040 (0.899)
Log do Ativo Total		0.016 (0.359)	0.029 (0.118)
Lucro Operacional/Ativo Total		-0.078 (0.859)	0.004 (0.994)
Constante	-0.039 (0.318)	-0.278 (0.257)	-0.506* (0.056)
Número de Observações	130	130	125
$R^2$	0.00	0.02	0.04

**Tabela 24: Teste de robustez: diferentes tendências temporais entre os grupos de tratamento e de controle (“exercício de falsificação”)**

Esta tabela contém os resultados de estimações em mínimos quadrados ordinários de variantes da equação (3) no texto. A amostra é composta apenas por empresas com dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos. A diferença dessa tabela para a tabela 23 é a inexistência de mudança de regime cambial no período amostral: o ano de 1997 é usado como pré-crise e o ano de 1998 como pós-crise. A variável dependente é a variação do endividamento cambial sobre a dívida total. Nas colunas (A) e (B), essa variação é medida entre 1998 e 2000. Na coluna (C), entre 1998 e 2001. A dívida cambial é calculada como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. A dívida total é calculada pela soma da dívida cambial com a dívida doméstica, inclusive debêntures. A variáveis  $I(\text{Descasadas}_{1998})$  é uma variável binária que assume o valor um para as empresas que não tinham posições de hedge cambial em 1998 e zero para as empresas que tinham, no mínimo, 30% de cobertura cambial para os passivos cambiais. A posição de hedge cambial é calculada pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais englobam a posição em swaps cambiais contratados no país ou no exterior e a posição em outros derivativos de câmbio como futuros, forwards e opções de dólar. Tanto as exportações como as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média a cada ano. O log do ativo total é o logaritmo do ativo total. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos entre parêntesis os p-valores robustos.

	$\Delta(\text{Dívida Cambial/Dívida Total})_t$	
	(A)	(B)
$I(\text{Descasadas}_{1998})$	-0.035 (0.360)	-0.038 (0.361)
Exportações/Receita Total		-0.057 (0.597)
Importações/Receita Total		0.214 (0.497)
Log do Ativo Total		0.007 (0.559)
Lucro Operacional/Ativo Total		0.192 (0.515)
Constante	0.035 (0.239)	-0.085 (0.666)
Número de Observações	111	108
$R^2$	0.01	0.03

**Tabela 25: Teste de robustez: outra medida de endividamento cambial**

Esta tabela contém os resultados de estimações em mínimos quadrados ordinários de variantes da equação (3) no texto. A amostra é composta apenas por empresas com dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos. A única diferença dessa tabela para a tabela 23 é a variável dependente, que passa a ser a variação do endividamento cambial sobre o ativo total. Nas colunas (A) e (B), essa variação é medida entre 1998 e 2000. Na coluna (C), entre 1998 e 2001. A dívida cambial é calculada como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. A dívida total é calculada pela soma da dívida cambial com a dívida doméstica, inclusive debêntures. A variável  $I(\text{Descasadas}_{1998})$  é uma variável binária que assume o valor um para as empresas que não tinham posições de *hedge* cambial em 1998 e zero para as empresas que tinham, no mínimo, 30% de cobertura cambial para os passivos cambiais. A posição de *hedge* cambial é calculada pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais englobam a posição em *swaps* cambiais contratados no país ou no exterior e a posição em outros derivativos de câmbio como futuros, *forwards* e opções de dólar. Tanto as exportações como as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média a cada ano. O *log* do ativo total é o logaritmo do ativo total. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos entre parêntesis os *p*-valores robustos.

	$\Delta(\text{Dívida Cambial/Ativo Total})_t$		
	(A)	(B)	(C)
$I(\text{Descasadas}_{1998})$	-0.002 (0.945)	-0.015 (0.543)	-0.005 (0.853)
Exportações/Receita Total		-0.183** (0.018)	-0.173** (0.797)
Importações/Receita Total		-0.029 (0.862)	0.018** (0.942)
Log do Ativo Total		0.005 (0.487)	0.046 (0.047)
Lucro Operacional/Ativo Total		0.140 (0.413)	-0.012 (0.026)
Constante	-0.015 (0.357)	-0.065 (0.545)	-0.233* (0.072)
Número de Observações	130	130	125
$R^2$	0.00	0.06	0.08

**Tabela 26: Teste de robustez: diferente cobertura cambial na formação do grupo de controle (50%)**

Esta tabela contém os resultados de estimações em mínimos quadrados ordinários de variantes da equação (3) no texto. A amostra é composta apenas por empresas com dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos. A diferença dessa tabela para a tabela 23 é a formação do grupo de controle, que passa a ser formado pelas empresas com, no mínimo, 50% de cobertura cambial para os passivos cambiais. A variável dependente é a variação do endividamento cambial sobre a dívida total. Nas colunas (A) e (B), essa variação é medida entre 1998 e 2000. Na coluna (C), entre 1998 e 2001. A dívida cambial é calculada como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. A dívida total é calculada pela soma da dívida cambial com a dívida doméstica, inclusive debêntures. A variáveis  $I(\text{Descasadas}_{1998})$  é uma variável binária que assume o valor um para as empresas que não tinham posições de *hedge* cambial em 1998 e zero para as empresas que tinham, no mínimo, 30% de cobertura cambial para os passivos cambiais. A posição de *hedge* cambial é calculada pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais englobam a posição em *swaps* cambiais contratados no país ou no exterior e a posição em outros derivativos de câmbio como futuros, *forwards* e opções de dólar. Tanto as exportações como as importações foram convertidas para *reais* pela taxa de câmbio média a cada ano. O *log* do ativo total é o logaritmo do ativo total. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos entre parêntesis os *p*-valores robustos.

	$\Delta(\text{Dívida Cambial/Dívida Total})_t$	
	(A)	(B)
$I(\text{Descasadas}_{1998})$	-0.015 (0.782)	0.007 (0.906)
Exportações/Receita Total		0.185 (0.221)
Importações/Receita Total		0.144 (0.665)
Log do Ativo Total		0.013 (0.429)
Lucro Operacional/Ativo Total		0.188 (0.656)
Constante	-0.038 (0.410)	-0.271 (0.266)
Número de Observações	116	116
$R^2$	0.00	0.03

**Tabela 27: Teste de robustez: diferente data-base para formação dos grupos de controle e tratamento**

Esta tabela contém os resultados de estimações em mínimos quadrados ordinários de variantes da equação (3) no texto. A amostra é composta apenas por empresas com dívidas cambiais superiores a 5% dos ativos. A diferença dessa tabela para a tabela 23 é que agora usamos o ano de 1997 como base para a seleção dos grupos de controle e de tratamento. A variável dependente é a variação do endividamento cambial sobre a dívida total. Nas colunas (A) e (B), essa variação é medida entre 1998 e 2000. Na coluna (C), entre 1998 e 2001. A dívida cambial é calculada como a soma de todos os passivos indexados ou denominados em moedas estrangeiras, captados no exterior ou no país. A dívida total é calculada pela soma da dívida cambial com a dívida doméstica, inclusive debêntures. A variáveis  $I(\text{Descasadas}_{1998})$  é uma variável binária que assume o valor um para as empresas que não tinham posições de hedge cambial em 1998 e zero para as empresas que tinham, no mínimo, 30% de cobertura cambial para os passivos cambiais. A posição de hedge cambial é calculada pela soma do valor 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. Os derivativos cambiais englobam a posição em swaps cambiais contratados no país ou no exterior e a posição em outros derivativos de câmbio como futuros, forwards e opções de dólar. Tanto as exportações como as importações foram convertidas para reais pela taxa de câmbio média a cada ano. O log do ativo total é o logaritmo do ativo total. O lucro operacional é medido antes do pagamento de juros e impostos. Os coeficientes significantes a 10, 5 e 1% estão assinalados com \*, \*\* e \*\*\* respectivamente. Usamos clusters em nível de empresas para estimar os desvios padrões e corrigir possíveis problemas de correlação serial e heteroscedasticidade. Reportamos entre parêntesis os p-valores robustos.

	$\Delta(\text{Dívida Cambial/Dívida Total})_t$	
	(A)	(B)
$I(\text{Descasadas}_{1997})$	0.013 (0.842)	0.025 (0.717)
Exportações/Receita Total		0.137 (0.399)
Importações/Receita Total		-0.032 (0.907)
Log do Ativo Total		0.009 (0.569)
Lucro Operacional/Ativo Total		0.199 (0.678)
Constante	-0.048 (0.437)	-0.197 (0.359)
Número de Observações	118	118
$R^2$	0.00	0.02

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)