

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).¹

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

¹ 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).² 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.³

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

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

³ 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.⁴ 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.⁵ 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.

⁴ 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.

⁵ 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.⁶ 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.

⁶ Informações sobre a *Economática* podem ser obtidas em 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.⁷

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.⁸ 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

⁷ 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.

⁸ 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.⁹

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.¹⁰

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.¹¹ 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.¹² 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

⁹ 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*.

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

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

¹² 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).¹³ 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

¹³ 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.¹⁴

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.¹⁵ 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.¹⁶

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.¹⁷ A amostra final contém uma média de 218 empresas

¹⁴ 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.

¹⁵ 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.

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

¹⁷ 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.¹⁸

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

¹⁸ 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.¹⁹ 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

¹⁹ 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 α , portanto, é o estimador de diferenças-em-diferenças descrito na equação (1).²⁰

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).

²⁰ 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 α estimado deve ser negativo. Caso contrário, α 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.²¹

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

²¹ 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.²² 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*.²³

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

²² 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 1.²⁴ 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.

²³ 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).

²⁴ 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.²⁵

²⁵ 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.²⁶ Nesse caso, a lógica dos modelos de terceira geração prevê um aumento dos investimentos das empresas exportadoras devido ao ganho de competitividade

²⁶ 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 β 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 β positivo. Já o coeficiente α 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 α negativo. Agora, se os efeitos patrimoniais não deixarem as empresas exportadoras com descasamentos cambiais relativamente mais restritas ao crédito, então α 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 δ), 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.²⁷

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

²⁷ A variação da taxa de investimento das empresas exportadoras é calculada pela soma dos coeficientes δ e β na equação (6). Já no caso das exportadoras descasadas, a variação é calculada pela soma dos coeficientes δ , α e β .

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.