

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



Christiano Arrigoni Coelho

Três ensaios sobre microeconomia bancária aplicada

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: João Manoel Pinho de Mello
Márcio Gomes Pinto Garcia

Rio de Janeiro

Dezembro de 2007

Livros Grátis

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

Milhares de livros grátis para download.



Christiano Arrigoni Coelho

Três ensaios sobre microeconomia bancária aplicada

**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.**

**João Manoel Pinho de Mello
Orientador
PUC-Rio**

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

**Sérgio Ribeiro da Costa Werlang
EPGE-FGV**

**Márcio Issao Nakane
FEA-USP**

**Leonardo Bandeira Rezende
PUC-Rio**

**Juliano Junqueira Assunção
PUC-Rio**

**Nizar Messari
Coordenador(a) Setorial do Centro de Ciências Sociais - PUC-Rio**

Rio de Janeiro, 10 de dezembro de 2007

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

Christiano Arrigoni Coelho

Economista formado pela PUC-Rio, com mestrado pela própria PUC-Rio. Analista do Banco Central do Brasil, aonde desde 2003 trabalha no Deban (departamento de operações bancárias e sistemas de pagamento), na Consultoria de estudos e pesquisas, elaborando estudos e pesquisas nas áreas de política monetária e microeconomia bancária aplicada.

Ficha Catalográfica

Coelho, Christiano Arrigoni.

Três ensaios sobre microeconomia bancária aplicada/ Christiano Arrigoni Coelho; orientador: João Manoel Pinho de Mello; co-orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia. – 2007.

172 f.; 30 cm

Tese (Doutorado em economia) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

Incluí referências bibliográficas.

1. Economia - Teses. 2. Competição bancária. 3. Bancos públicos versus bancos privados. 4. Mercado de crédito bancário. 5. Crédito consignado. 6. Canal de crédito bancário. I. Mello, João Manoel Pinho de. II. Garcia, Márcio Gomes Pinto. III. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. IV. Título.

CDD:330

Dedico essa tese a minha família e meus amigos. Em especial aos meus avós, Mário Arrigoni, Martha Chevalier Arrigoni, Werther Eustáchio Coelho e Emília Coelho.

Agradecimentos

Gostaria de agradecer o apoio institucional e financeiro prestado pelo Banco Central do Brasil através da concessão da licença para a elaboração da tese de doutorado pelo programa de pós-graduação da entidade. Agradeço também ao apoio prestado pela chefia do Deban (Departamento de operações bancárias e sistemas de pagamento), principalmente aos senhores José Antônio Marciano, Luiz Fernando Cardoso Maciel e Sérgio Ceia.

Agradeço aos colegas de trabalho do Banco Central pela pronta ajuda recebida sempre que solicitada. Em especial, aos colegas Rogério, Isabella, Euler, Raquel, Marco Aurélio, Eduardo e Sérgio. Agradeço também aos colegas da PUC-Rio pelas longas e frutíferas discussões dos resultados e caminhos a se seguir na tese. Em especial, aos colegas Sérgio, Hamilton, Romero, Vinícius, Isabelle e Pedro Henrique.

Presto um agradecimento ao Bruno Funchal, amigo de longa data, que tive o prazer de ter como co-autor no artigo que deu origem ao capítulo 3 dessa tese.

Agradeço as secretárias do departamento pela grande paciência, em especial à Graça, Bianca e Sônia.

Faço um agradecimento especial aos meus orientadores, professores João Manoel e Márcio Garcia. Em todos os momentos ambos sempre foram prestativos e pacientes. Com certeza essa tese não teria sido finalizada, pelo menos da maneira como a foi, se não fosse a ótima orientação deles.

Agradeço também ao professor Leonardo Rezende que, além de participar da banca fazendo ótimas sugestões, também me ajudou muito na elaboração do segundo capítulo da tese.

Agradeço a banca examinadora, nas figuras dos professores Sérgio Werlang, Márcio Nakane e Juliano Assunção, pelas ótimas sugestões dadas na defesa.

Agradeço aos meus sogros, Justo e Carmelina, a acolhida que ambos me deram em sua casa e que possibilitou o conforto, material e emocional, necessário para eu conseguir superar as dificuldades impostas ao longo do caminho.

Agradeço aos meus pais, Jorge e Estela, pela educação e carinho dados ao longo de toda a minha vida.

Ao meu irmão Jorginho e meus amigos Alexandre, Daniel e Jayme, agradeço a amizade e o apoio moral prestado nas horas mais difíceis.

Finalmente, um agradecimento especial a minha esposa Izabela, que com certeza foi a que mais sofreu em todo esse processo, mas mesmo assim sempre foi muito compreensiva e me apoiou nos momentos essenciais dessa jornada. O seu amor e carinho incondicionais foram cruciais para que eu pudesse superar todos os obstáculos.

Resumo

Coelho, Christiano Arrigoni; Mello, João Manoel Pinho de; Garcia, Márcio Gomes Pinto. **Três ensaios sobre microeconomia bancária aplicada**. Rio de Janeiro, 2007. 172p. Tese de Doutorado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Esta tese de doutorado está dividida em três ensaios que têm como característica comum a análise de questões empíricas sobre o sistema bancário brasileiro. No primeiro ensaio, a estrutura concorrencial do mercado bancário brasileiro é estudada com o objetivo de avaliar se bancos públicos têm maior ou menor efeito competitivo vis-à-vis bancos privados. Para isso, utiliza-se metodologia de Bresnahan e Reiss (1991) para se estudar competição em mercados locais concentrados. Encontra-se robusta evidência empírica de que bancos públicos têm menores efeitos competitivos do que os bancos privados. No segundo ensaio, estuda-se o efeito da disseminação de uma nova modalidade de crédito no Brasil, o crédito consignado. Nesse tipo de crédito há uma colateralização total através da dedução do pagamento do empréstimo diretamente do salário do devedor. Para conseguirmos medir adequadamente o efeito da introdução da nova modalidade, utilizamos um outro tipo de modalidade de crédito, crédito para a aquisição de veículos, como grupo de controle. Os resultados mostram uma forte queda da taxa de juros e um expressivo aumento do volume de crédito, o que indica que a introdução do crédito consignado teve forte efeito sobre o mercado de crédito no Brasil. No terceiro ensaio, estuda-se a relação entre política monetária e o mercado de crédito bancário. A literatura internacional, tanto empírica como teórica, mostra que o mercado de crédito poderia ter importante papel como amplificador de choques de política monetária. Nesse estudo, o foco será o mercado de crédito bancário e o que a literatura convencionou chamar de canal de crédito bancário. Utilizando uma nova estratégia de identificação, baseada em um estudo de evento em torno da reunião do comitê de política monetária quando decidindo sobre a taxa básica de juros a vigorar na economia, mostra-se que não há evidência do canal de crédito bancário no Brasil. Apesar de o efeito direto da taxa básica de juros sobre o volume e a taxa de juros do crédito ter sido significativo, não se pode relacioná-lo ao canal de

crédito bancário, uma vez que bancos menores e/ou menos líquidos não reagem mais a choques de política monetária do que os bancos maiores e/ou mais líquidos.

Palavras-chave

Competição bancária; bancos públicos versus bancos privados; mercado de crédito bancário; crédito consignado; canal de crédito bancário.

Abstract

Coelho, Christiano Arrigoni; Mello, João Manoel Pinho de; Garcia, Márcio Gomes Pinto **Three essays about applied microeconomics of banking.** Rio de Janeiro, 2007. 172p. PhD. Thesis - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This PhD thesis is divided in three essays on empirical microeconomics of banking. The first essay evaluates the competitive impact of public banks *vis-à-vis* private ones. A methodology based on Bresnahan and Reiss (1991) is used to access competition in local concentrated markets. We find robust evidence that, relative to private banks, state-owned banks are anti-competitive. In the second essay the introduction of a new type of credit, the payroll loans, is analyzed. In this type of credit there is a complete collateralization of the debt through the direct withdrawal of the loan payment from the debtor's salary. In order to properly measure this effect we used another type of credit, automobile loans, as control group. Results show a statistical and economic significant reduction of interest rate and increase of credit volume, which show that the creation of payroll loans had strong effect on the Brazilian credit market. In the third chapter I study the relation between monetary policy and banking credit market. The international literature, both theoretical and empirical, suggests that credit markets could have important role in the amplification of monetary policy shocks. In this essay I focus on the banking credit market and what literature calls banking lending channel. Using a new identification strategy, based on an event study around monetary policy committee reunion setting the basic interest rate target, I find no evidence of banking lending channel in Brazil. Despite the significant direct effect of basic interest rate on credit interest rate and volume, there is no link between this effect and the banking lending channel, since smaller and/or less liquid banks do not react more to the monetary policy shocks than bigger and/or more liquid banks.

Keywords

Banking competition; state-owned versus private banks; banking credit market; payroll loans; banking lending channel.

Sumário

1 Introdução	19
2 Bancos públicos são pró-competitivos? Evidência dos mercados locais concentrados no Brasil	21
2.1. Introdução	21
2.2. Histórico da criação dos bancos públicos no Brasil	25
2.3. Dados e estatísticas descritivas	28
2.4. Estratégia empírica e hipóteses de identificação	35
2.4.1. Presença exógena de bancos públicos	36
2.4.2. Particionando a amostra	61
2.5. A diferenciação é importante?	72
2.6. Equilíbrios múltiplos	75
2.7. Conclusão	82
3 <i>Default</i> estratégico e crédito pessoal: o experimento natural brasileiro	85
3.1. Introdução	85
3.2. A nova lei	88
3.3. Descrição dos dados e estatísticas descritivas	90
3.4. Testes empíricos	94
3.4.1. Efeitos diretos	99
3.4.2. Efeitos indiretos	100
3.4.3. Efeito geral	102
3.5. Conclusão	104

4 Identificando a reação dos bancos à política monetária através da frequência dos dados	107
4.1. Introdução	107
4.2. Revisão da literatura empírica de canal de crédito bancário	111
4.2.1. Os primeiros testes usando dados agregados	111
4.2.2. Testes usando dados em painel	112
4.3. Evolução recente do mercado de crédito no Brasil	114
4.4. Base de dados e estatísticas descritivas	121
4.5. Estratégia empírica	132
4.6. Análise dos resultados	137
4.6.1. Efeitos gerais da política monetária	137
4.6.2. Estimções utilizando o porte dos bancos	140
4.6.3. Estimções utilizando a liquidez dos bancos	144
4.6.4. Estimções utilizando o porte e a liquidez dos bancos	147
4.6.5. Resultados utilizando porte e tipo de propriedade dos bancos	152
4.6.6. Utilizando novas concessões divididas pelo ativo total	167
4.7. Conclusão	169
Referências bibliográficas:	170

Lista de figuras

Figura 1 Média de novas concessões antes e depois da nova lei	92
Figura 2 Média da taxa de juros antes e depois da nova lei	93
Figura 3 Taxas de crescimento – crédito pessoal x aquisição de veículos	94
Figura 4 Evolução do volume de novas concessões	97
Figura 5 Evolução da taxa de juros	98
Figura 6 Total de operações de crédito do sistema financeiro sobre o PIB - %*	116
Figura 7 Crédito livre x Crédito direcionado – Total/PIB, %*	118
Figura 8 Crédito total ao setor privado por tipo de tomador sobre o PIB - %*	119
Figura 9 Crédito sobre PIB por propriedade - %*	120
Figura 10 Variação observada da Selic x Variação não esperada da Selic	122
Figura 11 Frequência amostral do total de ativos*	124

Lista de tabelas

Tabela 1 Características das cidades, por número de bancos	30
Tabela 2 Características das cidades, por número de bancos públicos e privados	31
Tabela 3 Distribuição geográfica de alguns bancos brasileiros selecionados	32
Tabela 4 % de cidades atendidas pelos bancos selecionados, por região	32
Tabela 5 Presença dos bancos selecionados por estrutura de mercado	33
Tabela 6 Tempo de presença dos bancos selecionados em dezembro de 2000	33
Tabela 7 Bancos públicos exógenos	41
Tabela 8 Escalas mínimas de eficiência*	44
Tabela 9 Testes de hipótese‡	44
Tabela 10 Bancos públicos exógenos com <i>dummies</i> regionais	47
Tabela 11 Escalas mínimas de eficiência por região*	48
Tabela 12 Testes de hipótese por região‡	49
Tabela 13 Diferentes definições de tamanho de mercado	51
Tabela 14 Escalas mínimas de eficiência, diferentes definições de tamanho de mercado*	52
Tabela 15 Testes de hipóteses, diferentes definições de tamanho de mercado‡	53
Tabela 16 Efeito não linear	54
Tabela 17 Escalas mínimas de eficiência, modelo não linear*	55
Tabela 18 Testes de hipótese, modelo não linear‡	55
Tabela 19 Modelando o custo fixo	58
Tabela 20 Escalas mínimas de eficiência, modelando o custo fixo*	60
Tabela 21 Testes de hipótese, modelando o custo fixo‡	61
Tabela 22 Particionando a amostra	63
Tabela 23 Escalas mínimas de eficiência de duopólio,	

particionando a amostra*	64
Tabela 24 Testes de hipótese de duopólios, particionando a amostra‡	64
Tabela 25 Regressões <i>Logit</i> §	66
Tabela 26 Escala mínima de eficiência de duopólios, regiões sul e sudeste*	68
Tabela 27 Testes de hipótese de duopólios, regiões sul e sudeste‡	68
Tabela 28 Escala mínima de eficiência de duopólios, corte de 5% da amostra	70
Tabela 29 Testes de hipótese, duopólios com corte de 5% da amostra	70
Tabela 30 Escala mínima de eficiência de duopólios, corte de 10% da amostra	71
Tabela 31 Testes de hipótese, duopólios com corte de 10% da amostra	71
Tabela 32 Total de crédito rural e imobiliário dividido pelo PIB (%)	72
Tabela 33 Testando a diferenciação: selecionando a amostra de acordo com o total de crédito rural e imobiliário sobre o PIB	74
Tabela 34 Equilíbrios múltiplos, parâmetros do lucro dos bancos privados	79
Tabela 35 Equilíbrios múltiplos, parâmetros dos bancos públicos	80
Tabela 36 Escalas mínimas de eficiência, equilíbrios múltiplos	81
Tabela 37 Testes de hipótese das escalas mínimas de eficiência, equilíbrios múltiplos	81
Tabela 38 Número de instituições a cada mês assinando o convênio com o INSS	90
Tabela 39 Novas concessões de empréstimos	92
Tabela 40 Taxa de juros	93
Tabela 41 Testando a igualdade da tendência temporal entre os grupos de tratamento e controle	99
Tabela 42 Modelos de diferenças-em-diferenças para o efeito direto*	100

Tabela 43 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito indireto da nova lei sobre a taxa de juros (% ao mês)*	102
Tabela 44 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito indireto da nova lei sobre o volume de novas concessões (R\$ milhões)*	102
Tabela 45 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito geral da nova lei sobre a taxa de juros	104
Tabela 46 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito geral da nova lei sobre o volume de novas concessões	104
Tabela 47 Correlações entre taxa de juros e novas concessões de crédito e Selic*	123
Tabela 48 <i>Funding</i> via depósitos por porte - % do passivo total*	125
Tabela 49 Correlações entre variações da Selic e variáveis de crédito por porte*	126
Tabela 50 Mudanças nas regras do recolhimento compulsório	129
Tabela 51 Depósitos e exigibilidade no Brasil entre 2000 e 2006*	131
Tabela 52 Alíquotas efetivas do compulsório entre 2000 e 2006*	131
Tabela 53 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †	137
Tabela 54 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †	138
Tabela 55 Resultados dos efeitos gerais da alíquota geral dos compulsórios - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †	139
Tabela 56 Resultados dos efeitos gerais da alíquota geral dos compulsórios – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †	139
Tabela 57 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros e da alíquota geral dos compulsórios - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †	140
Tabela 58 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros e da alíquota geral dos compulsórios – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †	140

Tabela 59 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	141
Tabela 60 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	141
Tabela 61 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	142
Tabela 62 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	142
Tabela 63 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	143
Tabela 64 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	143
Tabela 65 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, liquidez como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	144
Tabela 66 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, liquidez como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	145
Tabela 67 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, liquidez como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	145
Tabela 68 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, liquidez como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	146
Tabela 69 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, liquidez como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	146

Tabela 70 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, liquidez como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	147
Tabela 71 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e liquidez como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	148
Tabela 72 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e liquidez como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	149
Tabela 73 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	150
Tabela 74 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	150
Tabela 75 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle - variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	151
Tabela 76 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	151
Tabela 77 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	153
Tabela 78 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	153
Tabela 79 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: <i>Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}</i> †	154
Tabela 80 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: <i>Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}</i> †	155

Tabela 81 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †	156
Tabela 82 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †	157
Tabela 83 Sensibilidades do volume de novas concessões à taxa básica de juros por porte e tipo de propriedade †	159
Tabela 84 Sensibilidade da taxa de juros do crédito à taxa básica de juros por porte e tipo de propriedade†	160
Tabela 85 Testando diferenças nas sensibilidades do volume de novas concessões à taxa básica de juros	162
Tabela 86 Testando diferenças nas sensibilidades da taxa de juros do crédito à taxa básica de juros	163
Tabela 87 Sensibilidades do volume de novas concessões à alíquota de compulsório por porte e tipo de propriedade †	164
Tabela 88 Sensibilidade da taxa de juros do crédito à alíquota de compulsório por porte e tipo de propriedade†	165
Tabela 89 Testando diferenças nas sensibilidades do volume de novas concessões à alíquota de compulsório	166
Tabela 90 Testando diferenças nas sensibilidades da taxa de juros do crédito à alíquota de compulsório	167
Tabela 91 Nova definição de volume	168

1

Introdução

Esta tese de doutorado está dividida em três ensaios que têm como característica comum a análise de questões empíricas sobre o sistema bancário brasileiro.

No primeiro ensaio, a estrutura concorrencial do mercado bancário brasileiro é estudada com o objetivo de avaliar se bancos públicos têm maior ou menor efeito competitivo *vis-à-vis* bancos privados. Para isso, utiliza-se metodologia de Bresnahan e Reiss (1991) para se estudar competição em mercados locais concentrados. Encontra-se robusta evidência empírica de que bancos públicos têm menores efeitos competitivos do que os bancos privados.

No segundo ensaio, estuda-se o efeito da disseminação de uma nova modalidade de crédito no Brasil, o crédito consignado. Nesse tipo de crédito há uma colateralização total através da dedução do pagamento do empréstimo diretamente do salário do devedor. Para conseguirmos medir adequadamente o efeito da introdução da nova modalidade, utilizamos um outro tipo de modalidade de crédito, crédito para a aquisição de veículos, como grupo de controle. Os resultados mostram uma forte queda da taxa de juros e um expressivo aumento do volume de crédito, o que indica que a introdução do crédito consignado teve forte efeito sobre o mercado de crédito no Brasil.

No terceiro ensaio, estuda-se a relação entre política monetária e o mercado de crédito bancário. A literatura internacional, tanto empírica como teórica, mostra que o mercado de crédito poderia ter importante papel como amplificador de choques de política monetária. Nesse estudo, o foco será o mercado de crédito bancário e o que a literatura convencionou chamar de canal de crédito bancário. Utilizando uma nova estratégia de identificação, baseada em um estudo de evento em torno da reunião do comitê de política monetária quando decidindo sobre a taxa básica de juros a vigorar na economia, mostra-se que não há evidência do canal de crédito bancário no Brasil. Apesar de o efeito direto da taxa básica de juros sobre o volume e a taxa de juros do crédito ter sido significativo, não se

pode relacioná-lo ao canal de crédito bancário, uma vez que bancos menores e/ou menos líquidos não reagem mais a choques de política monetária do que os bancos maiores e/ou mais líquidos.

2

Bancos públicos são pró-competitivos? Evidência dos mercados locais concentrados no Brasil

2.1.

Introdução

Apesar do amplo processo de privatização nos anos 80 e 90, o setor público ainda possuía cerca de 40% dos ativos bancários no mundo em 1995 (La Porta *et al* (2002)). Em alguns países, principalmente na América Latina e no sudeste asiático, essa proporção é ainda maior (Levy-Yeyati, Micco e Panizza (2004)). Nesse contexto de significativa presença estatal, o setor bancário é um bom candidato para se estudar os benefícios da propriedade pública comparada com a propriedade privada de firmas.

A literatura tem sugerido algumas justificativas para a propriedade pública de bancos. Intermediação financeira, pública ou privada, existe para mitigar problemas de assimetria de informação e da “incompletude” dos contratos (Gorton e Winton (2002)). A propriedade pública, na medida em que diminui a pressão por lucratividade, poderia induzir bancos a emprestarem para tomadores cujo retorno é socialmente (mas não privadamente) positivo. Dois exemplos desse fenômeno seriam o financiamento de longo prazo dos bancos de desenvolvimento e alguns dos exemplos de micro crédito de curto prazo liderados pelo Estado.¹ Um terceiro papel potencial para os bancos públicos é o de induzir uma conduta mais competitiva na indústria bancária. Embora isso possa ser verdade em qualquer indústria, a propriedade pública bancária é significativa (talvez por causa das razões colocadas acima), e um melhor desempenho do setor bancário pode gerar importantes externalidades positivas em outros setores. Essa é exatamente a questão empírica que será tratada nesse capítulo, usando dados dos mercados

¹ Um exemplo é o Banco para Agricultura e Cooperativas Agrícolas (BAAC), estabelecido pelo governo da Tailândia para melhorar o acesso de pequenos agricultores ao crédito. Veja por exemplo Ahlin e Townsend (2003).

locais concentrados no Brasil: a presença de bancos públicos induz a mais competição nos mercados bancários locais?

O Brasil é um bom candidato aonde se medir o efeito competitivo de bancos públicos. Em primeiro lugar, tanto bancos públicos quanto privados co-existem na indústria brasileira de bancos comerciais, e ambos têm participação significativa.² Mesmo após a privatização dos bancos públicos estaduais, o setor público ainda possuía 42.7% dos ativos bancários nacionais em 2001 (Levy-Yeyati, Micco e Panizza (2004)).³ O governo federal controla dois grandes bancos comerciais, Banco do Brasil (BB) e Caixa Econômica Federal, e ainda possui um grande banco de desenvolvimento, que até recentemente era a maior fonte (talvez a única) de financiamento de longo prazo no país.

A segunda razão é a variação na estrutura de mercado local de acordo com o tipo de propriedade (privada *versus* pública). Por causa da privatização, monopólios e duopólios privados locais, os quais são raros em países com grande participação de bancos públicos, agora podem ser observados. Essa variação na estrutura por tipo de propriedade é crucial para o sucesso de uma tentativa empírica em se testar se a propriedade pública de bancos têm benefícios pró competição.

Nossa metodologia é uma extensão do *framework* desenvolvido por Bresnahan e Reiss (1991) (BR daqui para frente) para medição do efeito de entrada em mercados concentrados. De forma similar a BR, usa-se a variação do tamanho de mercado e do número de competidores para se inferir o efeito da entrada na conduta em mercados concentrados. A idéia básica é a seguinte: assumindo livre entrada, lucros deveriam se igualar aos custos fixos de entrada em um equilíbrio perfeito em sub-jogos de um jogo de entrada-depois-competição.⁴

² Co-existência de propriedade pública e privada não é específica ao Brasil. A Argentina é outro bom exemplo: o maior e terceiro maior banco comercial argentino (Banco La Nación e Banco de La Provincia de Buenos Aires) são possuídos pelo governo federal e pela província de Buenos Aires, respectivamente. Existem alguns outros bancos provincianos importantes. Contudo, a dolarização e a subsequente crise de conversibilidade de dezembro de 2001, que quase destruíram o sistema bancário argentino, tornou a Argentina um candidato ruim quando comparada ao Brasil.

³ Bancos estaduais eram bancos cujos controladores eram os governos estaduais. A privatização dos bancos públicos estaduais ocorreu sob um programa patrocinado pelo governo federal, Programa de Incentivo à Redução da Presença do Estado na Atividade Bancária, que consistiu na intervenção pelo regulador bancário (Banco Central), recuperação e privatização.

⁴ Esse é um jogo em dois estágios com N jogadores (com N arbitrariamente grande). No primeiro estágio, os N entrantes potenciais decidem se entram ou não, incorrendo em um custo fixo CF se eles decidem entrar. No segundo estágio, os N^E que entraram jogam algum jogo de oligopólio.

Lucros dependem, entre outras coisas, de duas variáveis observáveis, número de firmas e tamanho de mercado, e como usual, de algumas variáveis não observáveis, incluindo conduta. Mercados de tamanho similares, mas com diferente número de firmas devem ter diferentes lucros em equilíbrio. Se os fatores de demanda e custo variável (as “outras coisas” determinando os lucros) estão apropriadamente controlados, essa variação no número de firmas pode ser atribuída à conduta. Mais especificamente, imagine que os mercados com duas firmas são muito maiores do que mercados com uma firma, mas mercados com três firmas não são muito maiores do que mercados com duas firmas. Nesse caso, infere-se que enquanto a entrada de um rival em um monopólio tem um grande impacto na conduta, o efeito da terceira firma não é tão pronunciado.

A maior vantagem do método de BR é que ele é muito econômico nos dados. Existem apenas dois requerimentos estritos: observar o número de bancos operando no mercado, e ter uma medida de tamanho de mercado. Isso é muito importante por algumas razões. Em primeiro lugar, dados contábeis (receitas, custos, lucros) quase nunca são observados, e mesmo quando estão disponíveis não é claro quando se deveria confiar em dados reportados pelas próprias instituições.⁵ Mesmo que se considerem os dados contábeis confiáveis, é praticamente impossível ter os lucros desagregados no nível local. Segundo, dados de preço e custos nem sempre (na verdade, normalmente) estão disponíveis no nível do mercado relevante. Finalmente, embora dados de quantidade possam estar disponíveis localmente, não é claro como diferentes tipos de empréstimos ou depósitos seriam agregados. BR contornam esses problemas, a um custo relativamente baixo: depois de definir apropriadamente mercado local relevante e observar o número de ofertantes nesse mercado local relevante, é necessária apenas uma hipótese fraca: livre entrada.⁶

Em contraste com BR, a identidade do entrante importa em nossa aplicação. Nós estamos interessados em como a presença de um banco público afeta a conduta comparado ao impacto da presença do banco privado.

⁵ Na verdade, já é padrão na nova literatura empírica de organização industrial suspeitar de dados contábeis.

⁶ Livre entrada não é “entrada livre de custos”: custos enterrados e fixos de entrada são uma grande parte do modelo implícito nessa discussão. Livre entrada quer dizer que qualquer um pode entrar, implicando que lucros tendem a zero em qualquer equilíbrio perfeito em sub-jogos do jogo descrito da nota de rodapé 4.

Do ponto de vista teórico, o impacto da propriedade pública de bancos na conduta é ambíguo. Por um lado, bancos públicos podem ter objetivos diferentes da maximização de lucro: o excedente do consumidor poderia ser parte da sua função objetivo. Isso tornaria bancos públicos mais competitivos comparados aos bancos privados. Por outro lado, bancos públicos e privados podem oferecer serviços diferenciados. Imagine um mercado com dois bancos, um privado e um público. Enquanto a presença de outro banco privado ocuparia o mesmo espectro no espaço dos bens, a presença de bancos públicos poderia ser horizontalmente diferenciada da dos bancos privados. Relativa a uma situação na qual existem dois bancos privados, a agressividade competitiva seria atenuada. Finalmente, diferenças de custos na operação de bancos públicos e privados poderiam afetar a conduta. Motivações políticas poderiam estimular a entrada de bancos públicos. Por razões gerenciais, organizacionais ou tecnológicas, bancos públicos e privados poderiam operar com diferentes estruturas de custo. Dessa forma, lucros em equilíbrio em um mercado com dois bancos privados seriam diferentes de um mercado com um banco público e um privado.

É importante qualificarmos o que significa competição no mercado local atualmente na indústria bancária. Com a evolução da tecnologia de informação, muitas atividades bancárias passaram a ser centralizadas. Por exemplo, empresas com faturamento acima de determinado patamar tem suas contas gerenciadas pelo escritório central dos bancos. O que resta em termos de mercado local hoje em dia está relacionado com o varejo, cliente pessoa física e pequenas firmas. Serviços bancários de pagamentos, recebimentos, empréstimos pessoais, capital de giro para pequenas firmas e captação de depósitos no varejo ainda são disputados no nível local. Portanto, o fenômeno estudado ainda é relevante, mas não inclui, por exemplo, o segmento de grandes firmas ou indivíduos ricos.

Os resultados sugerem que a propriedade pública de bancos impacta adversamente a competição, quando comparada com a propriedade privada. Enquanto que para sustentar um duopólio privado é necessário um mercado muito maior do que o do monopólio privado, não há necessidade de um mercado maior para sustentar um duopólio privado/público. Estimou-se que o tamanho mínimo de mercado necessário para sustentar um duopólio privado é 36% maior do que aquele necessário para sustentar um monopólio privado. Em contraste, o tamanho mínimo não é afetado pela presença de um rival público. Enquanto a presença de

um banco privado reduz lucros implicando em uma maior escala mínima para cobrir o mesmo montante de custo fixo, a entrada de um banco público não tem impacto significativo no lucro e, conseqüentemente, o tamanho de mercado não se altera significativamente em relação ao monopólio privado.

Embora a privatização tenha transferido uma quantidade significativa de ativos ao setor privado, propriedade pública e privada ainda co-existem em outras indústrias. No Brasil, a distribuição de combustível é outro exemplo. Enquanto o setor bancário tem especificidades que torna difícil a generalização de nossos resultados para outras indústrias, os resultados podem ser considerados indícios do impacto da propriedade pública na competição em outras indústrias. Dada a tendência corrente em alguns países (mais notadamente Venezuela e Bolívia) na direção de uma maior participação do setor público em algumas indústrias, nossos resultados sugerem uma investigação mais profunda nos possíveis efeitos adversos da nacionalização de companhias na competição.

2.2.

Histórico da criação dos bancos públicos no Brasil

Nesta seção faremos um breve histórico da criação dos principais bancos públicos no Brasil. A origem da configuração atual do sistema bancário brasileiro remonta ao final do século XIX e início do século XX, no começo da era republicana brasileira. O início da era republicana foi marcado por uma forte descentralização política, com aumento do poder dos estados, antes limitado pela política centralizadora imperial. Na esteira dessa tendência liberalizante e descentralizadora, o governo federal implantou uma profunda desregulamentação do setor bancário. Essa desregulamentação acabou desembocando em um processo de inflação, desvalorização cambial e crise bancária.

Esse episódio do final do século XIX marcou de forma duradoura o processo de desenvolvimento do sistema financeiro brasileiro e, em especial, o papel do Estado, tanto no nível local quanto nacional, nesse processo. No controle da crise bancária, o governo federal promoveu a liquidação de vários bancos e a fusão de tantos outros em um único grande banco privado, que passou a ser o banco oficial do governo. Depois de pouco tempo, o controle desse novo banco passou ao governo federal, tornando-se uma sociedade de economia mista, banco

oficial do Tesouro e monopolista na emissão de moeda. Nesse momento, o banco é renomeado para Banco do Brasil.

Em paralelo, apoiados pela descentralização republicana, os governos locais criaram bancos estatais estaduais para apoiar a demanda por crédito da agricultura local, não atendida de forma satisfatória pelos bancos comerciais privados de então. Portanto, grande parte da origem dos principais bancos estatais comerciais brasileiros do século XX remonta ao início da república⁷.

A origem da atual Caixa Econômica Federal é um pouco mais antiga, da época do império de D. Pedro II. A necessidade de fomentar uma poupança nacional para financiar necessidades de crédito de pequenos comerciantes e consumidores e, principalmente, do governo imperial, fez com que D. Pedro II criasse um banco estatal que garantisse seguramente a poupança da população e assim estimulasse as pessoas a pararem de “guardar dinheiro em baixo do colchão”⁸.

Já os bancos estatais de desenvolvimento, tanto os federais (BNDES) quanto os locais (por exemplo, o BNB), têm sua origem a partir da década de 50, quando o processo de industrialização brasileiro, apoiado pelo Estado, passou a se concentrar nas chamadas indústrias de base e na infraestrutura. Nesse momento, era necessário garantir acesso ao financiamento de longo prazo, mas o sistema bancário brasileiro vigente era visto como incapaz de garantir tal acesso. Então, o atual BNDES foi criado, visando alavancar o processo de industrialização, garantindo o financiamento de longo prazo. Num primeiro momento, o BNDES teve como principal fonte de financiamento recursos externos. Depois, o governo federal criou vários mecanismos de poupança compulsória, visando garantir uma fonte de financiamentos de longo prazo doméstica que fosse ao mesmo tempo barata e estável.

Ao longo do século XX, os bancos estatais brasileiros podiam ser classificados por dois critérios: o ente federativo que era proprietário do banco, governo federal ou estadual, e o nicho de atuação desses bancos: bancos comerciais, caixas econômicas ou bancos de desenvolvimento. Como exemplos,

⁷ Para maiores detalhes sobre o histórico do desenvolvimento do sistema bancário brasileiro ver Baer e Nazmi (2000).

⁸ Para maiores detalhes sobre as motivações da criação da Caixa Econômica Federal ver Pinheiro e Filho (2007), páginas 206 e 207.

tinham-se: o Banco do Brasil como o grande banco comercial do governo federal, o BNDES como o grande banco federal de desenvolvimento, o BANESPA, como o banco estadual do ente federativo mais rico, São Paulo, a Nossa Caixa, uma Caixa econômica também do estado de São Paulo, o BNB, um banco de desenvolvimento regional (região nordeste do Brasil) e outros tantos bancos comerciais, caixas econômicas e bancos de desenvolvimento estaduais ou regionais.

A nossa amostra pega a configuração do mercado bancário brasileiro em dezembro de 2000. Existem dois motivos para trabalharmos com esse período. O primeiro, e principal, é que os dados do Censo, que fornecerá nossas variáveis de controle, se referem ao ano de 2000.

O segundo motivo é que na década de 90 houve uma profunda reestruturação bancária no Brasil. O fim da inflação com o Plano Real, em julho de 1994, expôs uma série de fraquezas do sistema bancário brasileiro. Por um lado, os bancos, em geral, tinham um ganho “fácil” se apropriando das receitas do “floating” inflacionário. Por outro lado, esse ganho fácil levou os bancos a não se preocuparem muito com o cálculo e o gerenciamento de risco dos créditos concedidos. Para completar, a inflação mascarava a verdadeira situação financeira, tanto dos bancos quanto de seus clientes, o que dava uma falsa impressão de que o sistema bancário, mesmo com uma elevada inflação, era saudável. O fim da inflação após o Plano Real traz a tona todos esses problemas e vários bancos, tantos públicos quanto privados, passam a ter sérios problemas de solvência. O governo federal lança então dois programas de saneamento do setor bancário, o PROER e o PROES. O primeiro visou o fortalecimento do sistema bancário privado através de um processo de saneamento das instituições mais frágeis e estímulos, inclusive fiscais, para que as instituições saudáveis as adquirissem. Esse processo resultou em um aumento da concentração bancária no Brasil na segunda metade dos anos 90.

O PROES era um programa voltado exclusivamente para os bancos públicos estaduais que, em sua grande maioria, estavam em situação financeira crítica, pois por anos haviam sido usados politicamente para financiar déficits de governos estaduais perdulários. Esse programa consistiu, em sua maior parte, no saneamento desses bancos públicos estaduais e na sua posterior privatização.

No final do ano de 2000, esse processo de reestruturação bancária estava praticamente pronto: as instituições privadas fragilizadas já haviam sido liquidadas ou incorporadas por outros bancos e a maior parte dos bancos públicos estaduais já haviam sido privatizados. Em particular, os bancos públicos dos três maiores PIBs estaduais, São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, já haviam sido privatizados. Portanto, a data escolhida coincide com o final do ciclo de reestruturação bancária no Brasil.

Assim sendo, a nossa amostra consistirá nos seguintes bancos públicos: Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, BNB e BASA e alguns bancos públicos estaduais que não foram privatizados até o final do ano 2000. Dentre estes, destacam-se o BANRISUL, o banco comercial estadual do Rio Grande do Sul, que tem uma presença razoavelmente espalhada pelo estado e a Nossa Caixa, a Caixa Econômica do estado de São Paulo que também não foi privatizada. O BNDES não consta da amostra pela simples razão de que sua presença é extremamente concentrada, pois ele não capta depósitos junto ao público, nem empresta diretamente a pequenas e médias empresas e consumidores. Portanto, o mercado local não é disputado diretamente pelo BNDES.

2.3.

Dados e estatísticas descritivas

Utilizam-se duas bases de dados: a primeira contém informação sobre a estrutura do mercado bancário local no nível municipal, e a segunda provê características demográficas e econômicas das cidades. Dados da estrutura bancária local foram obtidos do Banco Central do Brasil, uma base de dados chamada ESTBAN (estatísticas bancárias). Essa base de dados contém informações sobre o número de agências que cada banco que atua no Brasil tem em cada cidade brasileira. A principal variável dependente em procedimentos empíricos é o número de diferentes bancos privados e públicos em uma cidade. Em todos os procedimentos utiliza-se uma *cross section* de cidades em dezembro de 2000, o ano para o qual se tem disponíveis informações sobre características demográficas e econômicas das cidades de acordo com o Censo de 2000. Usa-se informação sobre população adulta, renda per capita, renda total e distribuição de renda no nível da cidade. O tamanho de mercado é aproximado pela renda total da cidade.

Diferentemente de BR, que medem tamanho pela população, nossa medida de tamanho de mercado é a população adulta multiplicada pela renda per capita (isto é, a renda total).⁹ As cidades brasileiras podem ser bem pobres, e renda per capita pode variar amplamente entre as cidades. Dado que os serviços bancários tendem a ser um bem superior, é importante que a medida de tamanho leve em consideração a renda: uma cidade com grande população, mas com baixa renda pode não ser lucrativa ao ponto de estimular a entrada de um banco privado.¹⁰

A amostra é composta de todas as cidades que não são parte de regiões metropolitanas. A razão para se excluir regiões metropolitanas é a correta medição de mercado bancário relevante. Um cliente de um banco na cidade principal da região (onde ele trabalha, por exemplo) pode morar em outra cidade que é parte da mesma região metropolitana. Outra razão para se eliminar região metropolitana é que, similarmente a BR, os efeitos competitivos são mais relevantes em mercados relativamente mais concentrados, isto é, cidades menores.

A idéia principal e os resultados do capítulo podem ser vistos nas tabelas 1 e 2, que mostram algumas estatísticas descritivas das características das cidades. As cidades são divididas em grupos de acordo com o número total de bancos, o número de bancos privados, e o número de bancos públicos operando na cidade.

A primeira característica importante emergindo da tabela 1 é que população adulta sozinha é uma medida pobre de escala. População varia menos do que o desejado entre grupos. Como a decisão de entrada deveria depender da renda, além da população, escolheu-se medir o tamanho de mercado pela renda total (população vezes renda per capita). Como robustez também se utilizou a renda total daqueles que ganham acima de três salários mínimos como medida de

⁹ Como BR, também se modela o tamanho de mercado como função da população, crescimento populacional e do número de habitantes que comutam para dentro e para fora da cidade. Também se testou como medida de tamanho de mercado a renda total daqueles que ganham acima de três salários mínimos. Esses resultados são mostrados abaixo na seção de robustez.

¹⁰ Pode-se duvidar que a renda total relevante seja aquela nas mãos de qualquer pessoa que ganhe alguma renda, na medida em que os serviços bancários tendem a ser um bem superior. Dado que a desigualdade da distribuição da renda dentro e entre as cidades no Brasil é muito alta, o uso da renda total poderia ser equivocado, no sentido que, para um dado nível de renda, o tamanho de cidades mais desiguais poderia estar sendo superdimensionado. Para averiguar se isso afeta nossos resultados de forma significativa, reestimamos nossos modelos com o tamanho de mercado definido como a renda total daqueles que ganham mais de três salários mínimos, alcançando resultados muito similares como será mostrado na seção 2.3.1.2.

tamanho de mercado.¹¹ Inspeção da tabela 1 também mostra que, como esperado, população e renda total são positivamente relacionados ao número total de bancos operando no mercado. Em ambos os casos a relação é monotônica, embora muito mais pronunciada para renda total. Isso é verdade tanto para renda total quanto para renda total daqueles que ganham acima de três salários mínimos.

Tabela 1 Características das cidades, por número de bancos

# bancos	# obs	População adulta	Renda per capita	Renda Total	Renda total: três salários mínimos
0	2056	4219	116	704051	319043
1	1334	6920	163	1479093	790816
2	559	10558	192	2802839	1698663
3	306	14356	210	4259284	2726715
4	224	18481	236	6088673	4040166
5	162	27351	250	9468834	6482181
>5	321	74706	311	36300000	28300000
Total	4962	12243	165	4203181	2929745

Fonte: Banco Central do Brasil (número de bancos) e Censo de 2000 (população adulta, renda per capita, renda total e renda total acima de três salários mínimos). Número de bancos é a quantidade de diferentes bancos em cada cidade. Renda per capita é mensal e medida em R\$ de 2000. Renda total é a renda total mensal da população adulta da cidade. Renda total acima de três salários mínimos é a renda total dos adultos que tinham renda acima de três salários mínimos em 2000.

Diferenças entre mercados com bancos públicos e mercados sem bancos públicos são descritas na tabela 2. A primeira característica que se nota é que monopólios privados são menores do que os monopólios públicos, independentemente do tamanho de mercado estar sendo medido pela renda total ou pela renda total daqueles que ganham acima de três salários mínimos. Embora isso seja intrigante caso imaginássemos que bancos públicos cumprem o papel de desenvolver cidades pequenas, isso é compatível com a interpretação de que bancos públicos têm maiores custos operacionais¹². Inspeção da tabela mostra outros fatos interessantes. Mercados em que há duopólios privados são quase duas vezes maiores (98% maiores) em média do que monopólios privados. Em contraste, mercados com um banco público e um privado são menos do que duas vezes maiores (83% maiores) do que monopólios públicos. Quando se compara monopólios e duopólios públicos, o aumento é ainda menor (apenas 60%). Em

¹¹ Mudando a definição para 2, 4, ou 5 salários mínimos (as outras três definições de tamanho que foram testadas) não altera os resultados de forma significativa. Por concisão, omitem-se esses resultados, os quais estão disponíveis sob requerimento.

¹² No artigo de Costa e Nakane (2005) são apresentadas evidências empíricas de que os bancos públicos têm custos maiores do que os bancos privados no Brasil. A proporção do *spread* bancário

geral, as estatísticas descritivas sugerem que bancos privados estão dispostos a entrar em mercados menores quando o competidor é um banco público, o que indica que bancos públicos não são tão competitivos quanto bancos privados. Na seção 2.4., modela-se a decisão (em equilíbrio) de estar presente em um mercado, e os resultados irão confirmar a sugestão da tabela 2¹³.

Tabela 2 Características das cidades, por número de bancos públicos e privados

# bancos privados	# bancos públicos	# obs	População adulta	Renda per capita	Renda total	Renda total: três salários mínimos
0	0	2056	4219	116	704051	319043
1	0	644	5013	175	1248186	706267
0	1	690	8700	151	1694606	869730
2	0	41	7848	209	2422345	1538200
1	1	277	10228	204	2991379	1877827
0	2	241	11398	175	2650867	1520034
3	0	4	11920	281	5148405	3824287
0	3	73	17789	181	4165787	2409891
2	1	126	11810	226	4147927	2818520
1	2	103	15132	208	4427244	2796329
0	4	8	32414	99	5579006	2604738
3	1	17	14897	268	6163945	4453611
1	3	61	20715	235	6572511	4288537
2	2	138	17128	241	5895076	3962661
Número de bancos >4		483	58823	291	27300000	21000000
Amostra inteira		4962	12243	165	4203181	2929745

Fonte: Banco Central do Brasil (número de bancos) e Censo de 2000 (população adulta, renda per capita, renda total e renda total acima de três salários mínimos). Número de bancos é a quantidade de diferentes bancos em cada cidade. Renda per capita é mensal e medida em R\$ de 2000. Renda total é a renda total mensal da população adulta da cidade. Renda total acima de três salários mínimos é a renda total dos adultos que tinham renda acima de três salários mínimos em 2000.

Nas tabelas 3 e 4 abaixo, mostramos como se distribui geograficamente a presença dos quatro principais bancos públicos da nossa amostra, Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Nossa Caixa e Banrisul e dos dois maiores bancos privados, Itaú e Bradesco.

explicada por custos operacionais e taxa de *default* é maior para os bancos públicos do que para os bancos privados.

¹³ Na verdade, essa sugestão pode estar equivocada. Duopólios público-privado são maiores do que duopólios privados puros, por exemplo. Os resultados da estimação formal do modelo nos ajudarão a decidir entre esses resultados aparentemente contraditórios.

Tabela 3 Distribuição geográfica de alguns bancos brasileiros selecionados

	Sudeste	Sul	Norte	Centro-oeste	Nordeste	Total
Públicos						
BB	597	419	85	208	525	1834
Caixa	368	194	22	65	153	802
Nossa Caixa	335	0	0	0	0	335
Banrisul	0	227	0	0	0	227
Privados						
Itaú	515	291	9	23	19	857
Bradesco	538	179	52	164	226	1159
Total na amostra	1476	1005	272	552	1657	4962

Tabela 4 % de cidades atendidas pelos bancos selecionados, por região

	Sudeste	Sul	Norte	Centro-oeste	Nordeste	Total
Públicos						
BB	40,4%	41,7%	31,3%	37,7%	31,7%	37,0%
Caixa	24,9%	19,3%	8,1%	11,8%	9,2%	16,2%
Nossa Caixa	22,7%	0%	0%	0%	0%	6,8%
Banrisul	0%	22,6%	0%	0%	0%	4,6%
Privados						
Itaú	34,9%	29,0%	3,3%	4,2%	1,1%	17,3%
Bradesco	36,4%	17,8%	19,1%	29,7%	13,6%	23,4%
Total na amostra	1476	1005	272	552	1657	

Pode-se notar que o Banco do Brasil é o banco com a maior presença nas regiões norte e nordeste do país, as regiões mais pobres. Na região sudeste, a área mais rica, Banco do Brasil, Itaú e Bradesco têm presença similar, com cada um deles presente em mais de 500 cidades da região. Na região centro-oeste, Bradesco e Banco do Brasil são os bancos com presença mais relevante. A Caixa Econômica Federal tem presença forte nas regiões sudeste, nordeste e sul, sendo pouco presente nas outras regiões. Os dois bancos públicos estaduais, Nossa Caixa e Banrisul, são os bancos presentes em um maior número de cidades em seus respectivos estados.

A tabela 5 abaixo mostra a distribuição desses mesmos 6 bancos por estrutura de mercado:

Tabela 5 Presença dos bancos selecionados por estrutura de mercado

Estrutura	BB		Caixa		Nossa Caixa		Banrisul		Itaú		Bradesco	
	No de cidades	% da amostra										
$N_{pub}=1$ e $N_{pri}=0$	407	59%	11	2%	69	10%	59	9%	0	0%	0	0%
$N_{pub}=1$ e $N_{pri}=1$	222	80%	11	4%	29	10%	3	1%	83	30%	124	45%
$N_{pub}=1$ e $N_{pri}=2$	107	84%	5	4%	14	11%	0	0%	45	35%	96	76%
$N_{pub}=1$ e $N_{pri}=3$	14	82%	0	0%	3	18%	0	0%	11	65%	17	100%
$N_{pub}=2$ e $N_{pri}=0$	232	96%	36	15%	5	2%	63	26%	0	0%	0	0%
$N_{pub}=2$ e $N_{pri}=1$	97	94%	59	57%	11	11%	1	1%	20	19%	58	56%
$N_{pub}=2$ e $N_{pri}=2$	134	97%	93	67%	44	32%	0	0%	46	33%	128	93%
$N_{pub}=2$ e $N_{pri}=3$	74	95%	62	79%	20	26%	0	0%	50	64%	76	97%
$N_{pub}=2$ e $N_{pri}>3$	98	100%	97	99%	1	1%	0	0%	90	92%	98	100%
$N_{pub}>2$ e $N_{pri}=0$	81	100%	64	79%	0	0%	25	31%	0	0%	0	0%
$N_{pub}>2$ e $N_{pri}=1$	85	100%	82	96%	0	0%	24	28%	0	0%	75	88%
$N_{pub}>2$ e $N_{pri}=2$	70	100%	69	99%	11	16%	22	31%	7	10%	69	99%
$N_{pub}>2$ e $N_{pri}>2$	213	100%	213	100%	128	60%	30	14%	179	84%	213	100%
$N_{pub}=0$ e $N_{pri}=1$	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	303	47%	174	27%
$N_{pub}=0$ e $N_{pri}=2$	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	21	51%	28	68%
$N_{pub}=0$ e $N_{pri}>2$	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	2	50%	3	75%

Banco do Brasil é o banco público com maior número de monopólios, 407, o que equivale a 59% de todos os monopólios de nossa amostra. Em seguida, Nossa Caixa e Banrisul aparecem com relevante participação em monopólios em seus estados, representando cada um aproximadamente 10% dos monopólios públicos da amostra. Outra característica interessante é que o Banco do Brasil está presente em 80% dos duopólios público-privado. Dada essa alta participação do Banco do Brasil nos mercados mais concentrados, pode-se dizer que nossos resultados estarão sendo influenciados em grande parte pelas decisões de entrada desse banco. Em relação aos dois bancos privados, pode-se notar que juntos representam 74% de todos os monopólios privados da amostra e em no mínimo 68% dos duopólios privados, pelo menos um desses dois bancos está presente. Portanto, assim como o Banco do Brasil é responsável pela maior parte dos resultados no que tange as decisões de entrada de bancos públicos, as decisões de entrada de Itaú e Bradesco têm papel preponderante nos resultados referentes aos bancos privados.

A tabela 6 abaixo mostra o tempo de presença de cada um desses 6 bancos nas cidades em que estavam em dezembro de 2000:

Tabela 6 Tempo de presença dos bancos selecionados em dezembro de 2000

	BB		Caixa		Nossa Caixa		Banrisul		Itaú		Bradesco	
	No de cidades	% Acumulado										
Há mais de 20 anos	935	51.0%	494	61.6%	322	96.1%	154	67.8%	222	25.9%	568	49.0%
Entre 15 e 20 anos	84	55.6%	201	86.7%	0	96.1%	41	85.9%	29	29.3%	209	67.0%
Entre 11 e 15 anos	613	89.0%	92	98.1%	3	97.0%	7	89.0%	20	31.6%	149	79.9%
Entre 10 e 11 anos	25	90.3%	5	98.8%	8	99.4%	1	89.4%	2	31.9%	12	80.9%
Entre 9 e 10 anos	155	98.8%	4	99.3%	1	99.7%	1	89.9%	4	32.3%	2	81.1%
Entre 8 e 9 anos	3	99.0%	0	99.3%	0	99.7%	0	89.9%	5	32.9%	2	81.3%
Entre 7 e 8 anos	1	99.0%	0	99.3%	0	99.7%	0	89.9%	2	33.1%	45	85.2%
Entre 6 e 7 anos	2	99.1%	0	99.3%	0	99.7%	0	89.9%	3	33.5%	50	89.5%
Entre 5 e 6 anos	0	99.1%	0	99.3%	0	99.7%	11	94.7%	2	33.7%	1	89.6%
Entre 4 e 5 anos	1	99.2%	0	99.3%	0	99.7%	3	96.0%	0	33.7%	1	89.6%
Entre 3 e 4 anos	0	99.2%	6	100.0%	0	99.7%	0	96.0%	1	33.8%	0	89.6%
Entre 2 e 3 anos	9	99.7%	0	100.0%	1	100.0%	9	100.0%	327	72.0%	1	89.7%
Entre 1 e 2 anos	6	100.0%	0	100.0%	0	100.0%	0	100.0%	3	72.3%	114	99.6%
Menos de 1 ano	0	100.0%	0	100.0%	0	100.0%	0	100.0%	237	100.0%	5	100.0%
Total	1834		802		335		227		857		1159	

Um padrão de comportamento bem claro surge dessa tabela: a presença de bancos públicos é bem mais antiga do que a presença de bancos privados nos mercados locais. Enquanto que o tempo de presença dos bancos públicos era superior a 9 anos em mais de 90% das cidades em que estavam presentes em dezembro de 2000, a entrada dos bancos privados aconteceu muito mais recentemente. Por exemplo, apenas 32,3% da presença do Itaú em dezembro de 2000 tinha mais de 9 anos, enquanto que para o Bradesco esse número era de 81,1%, que mesmo sendo superior ao número do Itaú é bem inferior aos números apresentados para os bancos públicos. A maior parte desse fenômeno pode ser explicada pela grande expansão geográfica desses dois bancos após o processo de privatização dos bancos públicos estaduais na segunda metade da década de 90.

Como nossos resultados são fortemente influenciados tanto pela presença conjunta de Itaú e Bradesco quanto pela presença maciça do Banco do Brasil, essa tabela indica que a hipótese de exogeneidade da presença de bancos públicos é razoável, pois o processo de entrada dos bancos públicos em geral foi influenciado por fatores não ligados a lucratividade atual das cidades inferidas pelos dados do Censo, mas por outros fatores remotos. Por exemplo, verificou-se que houve uma grande entrada do BB e da Caixa na década de 80, que depois, na maioria dos casos, não foi revertida. Essa onda de entrada poderia ser explicada por fatores políticos ou pela alta inflação da década.

Dentre os fatores políticos candidatos a explicar esse fenômeno destacam-se uma possível estratégia de montagem de uma base política conservadora nos lugares mais remotos pelos governos militares na iminência da redemocratização e o próprio início da Nova República pode ter levado a exageros de entrada de bancos públicos, na ânsia de atender demandas políticas locais reprimidas ou mesmo tentar desfazer a influência política conservadora pré-estabelecida.

Em relação à inflação, ela poderia explicar tanto a onda de entrada de bancos públicos quanto privados. Porém, pelo menos para o banco Itaú, esse não foi o caso, embora tenha havido um pico de entrada do banco Bradesco. O ponto é que mesmo que a motivação inicial tenha sido se aproveitar das receitas de captação possibilitadas pela inflação, a posterior saída quando esse ganho deixou de existir foi muito maior para o Bradesco do que para a Caixa e o Banco do

Brasil¹⁴, o que seria evidência de que existe uma tendência de os bancos públicos ficarem nos locais, uma vez que tenham entrado, independentemente de questões referentes à lucratividade daquele local.

Já a decisão de presença dos bancos privados foi muito mais recente e, portanto, muito mais provável de ter sido uma decisão influenciada pelo tamanho de mercado medido pela renda total das cidades no ano de 2000.

2.4.

Estratégia empírica e hipóteses de identificação

Seguindo BR, a estratégia empírica consiste em explorar a variação do tamanho do mercado e no número de competidores em um mercado local de forma a identificar o efeito da presença (entrada) na conduta.

Deixe $\tilde{\pi}(S, N_{pub}, N_{pri}, X, \varepsilon)$ ser o lucro fixo (antes da subtração dos custos fixos) de um mercado local. O lucro é função de vários observáveis, e ε , que contém todas as variáveis que não são observadas, mas que afetam o lucro no nível da cidade. As variáveis observáveis são tamanho do mercado (S), e o número de bancos públicos e privados com operações no mercado local, N_{pub} e N_{pri} respectivamente, e um vetor de variáveis que deslocam a demanda e a oferta em nível local. Nas especificações, X incluirá variáveis tais como renda per capita e a sua distribuição (o coeficiente de Gini), os quais afetam a margem entre preço e custo, na medida em que elas deslocam a demanda por crédito; e as regiões do país, que deveriam afetar o custo fixo de operação nos mercados bancários locais.¹⁵ Uma importante variável que não é observada é conduta, isto é, o nível de competitividade no mercado, mantendo tal mercado fixo. Isso é o que será estimado, em última instância.

Para a vasta maioria dos modelos de competição, e para a maioria dos sistemas de demanda razoáveis, a função lucro tem as seguintes características:

¹⁴ No período entre 1980 e 1985, o Bradesco entrou em 569 cidades. Porém, entre 1985 e 1989 ele saiu de 512 delas. Em 1986, com o plano cruzado, houve forte queda da inflação durante algum tempo, o que levou o Bradesco a sair de mercados em que havia entrado apenas para auferir receitas inflacionárias. Já o Banco do Brasil, por exemplo, entrou em 1078 cidades entre 1980 e 1989 e saiu de apenas 8 delas. Portanto, é difícil racionalizar esse processo apenas motivado pela receita inflacionária. Motivações políticas provavelmente explicam parte dessa história.

¹⁵ Executivos de bancos dizem que, nas regiões norte e nordeste é notoriamente mais difícil recrutar pessoal suficientemente qualificado para posições como analista de crédito e gerente contábil.

$$\tilde{\pi}(S, N_{pub}, N_{pri}, X, \varepsilon) \text{ aumenta com } S, \text{ e diminui com } N_{pub} \text{ e } N_{pri} \quad (1)$$

Todos os outros efeitos que não são observados estão colapsados em ε , que inclui fatores de demanda e oferta ausentes em X . Assuma que $N = N_{pub} + N_{pri}$ e que FC_N seja o custo fixo de operação em um mercado local com N bancos, o número de bancos privados no equilíbrio com livre entrada é o maior inteiro que satisfaça a seguinte condição¹⁶:

$$\tilde{\pi}(S, N_{pub}, N_{pri}, \varepsilon) \geq FC_N \quad (2)$$

Como existe grande incerteza sobre a natureza do problema de otimização dos bancos públicos, seremos agnósticos em relação aos determinantes da decisão de entrada de bancos públicos.

2.4.1. Presença exógena de bancos públicos

Primeiro assumimos que a presença (ou entrada) de bancos públicos é exógena, no sentido que eles não baseiam sua decisão de entrada em (1). A presença de bancos públicos pode ter outras motivações além da econômica, tais como o estabelecimento de uma base política e o desenvolvimento local.¹⁷ Se a presença deles é exógena, o efeito dos bancos públicos sobre a lucratividade pode ser inferido comparando os tamanhos previstos de mercados de acordo com o número de bancos públicos nesses mercados. Para uma ilustração, considere que S_{11} e S_{20} resolvam as duas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}(S_{11}, N_{pub} = 1, N_{pri} = 1, \varepsilon) &= FC_N \\ \tilde{\pi}(S_{20}, N_{pub} = 0, N_{pri} = 2, \varepsilon) &= FC_N \end{aligned} \quad (3)$$

¹⁶ Enquanto a parte do lucro que é variável depende da identidade (público *versus* privado) dos bancos, existe uma hipótese implícita de que os custos fixos de operação em uma dada cidade não dependem da identidade do banco.

¹⁷ A expansão da rede de agências do Banco do Brasil na região nordeste durante o final dos anos 70 é atribuída a uma estratégia do governo militar para solidificar uma base política conservadora na parte mais remota do país, em antecipação a redemocratização. Outras evidências de motivos diferentes de lucro é a forte presença de bancos públicos em créditos direcionados ao setor imobiliário (CAIXA) e agrícola (Banco do Brasil), os quais geralmente dão prejuízos. Veja Levy-Yeyati, Micco e Panizza (2004) para um *survey* das razões teóricas de porque bancos públicos não maximizariam lucro.

Se um duopólio com um banco público é maior do que um duopólio com dois bancos privados ($S_{11} > S_{20}$), então (2) implica que bancos públicos são pró-competitivos, pois é necessário um tamanho de mercado maior para se produzir o mesmo nível de lucro. Em termos gerais, deixe i ser o número de bancos privados, e j ser o número de bancos públicos em um mercado local. Estamos interessados em comparar S_{ij} e $S_{i+1, j-1}$ para $i \geq 1$ e $j \geq 1$.

O experimento ideal seria o seguinte. Comece com duas cidades idênticas, A e B . Na cidade A o incumbente (monopolista) é um banco público (I_{pub}), na cidade B o incumbente é um privado (I_{pri}). Existe um potencial entrante privado (E_{pri}). Agora imagine o tamanho das duas cidades é dobrado, e chame esse novo tamanho de $2S$ (elas eram idênticas, e conseqüentemente tinham o mesmo tamanho). Suponha que nós observamos que E_{pri} decide entrar na cidade B , aonde o banco privado é o incumbente, *mas não* em A , aonde o banco público é o incumbente. Isso é evidência de que o banco público é pró-competitivo. Por quê? E_{pri} revelou uma preferência por entrar para competir com o banco privado, o que mostra que ele antecipa que terá lucro positivo contra o competidor privado, mas não contra o público. Tudo o mais constante, a competição contra um concorrente público seria mais “forte”.¹⁸ Em outras palavras:

$$\tilde{\pi}(2S, N_{pri} = 2, \varepsilon) > FC_2 > \tilde{\pi}(2S, N_{pub} = 1, N_{pri} = 1, \varepsilon)$$

Nesse experimento perfeito, todos os fatores de demanda e custo em ε são considerados. Logo, a única coisa que poderia ser diferente é a conduta, outro componente de ε .

Infelizmente, esse experimento ideal em geral não está disponível. Apesar do experimento ideal ter um apelo de série temporal (aumentar o tamanho de mercado de uma cidade), nossa adaptação de BR é um método de emular o experimento ideal usando a variação *cross-section* nos tamanhos de cidades em um ponto do tempo (o ano de 2000), como observado agora.¹⁹

¹⁸ O inverso também seria verdade, evidentemente.

¹⁹ ESTBAN, os dados do Banco Central sobre o número de competidores nos mercados locais estão disponíveis para outros anos além do ano 2000 (ela volta ao início do século, e o último ano disponível é 2005). Tamanho de mercado no nível municipal, contudo, só pode ser calculado com dados do Censo, o qual é de decenal. Conseqüentemente, adicionar outros anos seria “mais do mesmo”, dado que não haveria variação no tamanho de mercado. Pior do que isso, como definições de municípios têm sido alteradas nos anos 90 e início dos anos 2000 (principalmente porque que a constituição de 1988 permitiu distritos deixarem de pertencer a municípios formando novos municípios), anos adicionais podem ser uma variação ruim. Outro possível *approach* seria

Diferenças nos tamanhos de mercado estimados são interpretáveis como evidência de diferenças na conduta apenas se: i) fatores não observáveis que afetam o lucro, ε , não variem sistematicamente com N_{pub} e N_{pri} . O termo de erro contenha, por exemplo, deslocadores de demanda e custos outros que não renda e desigualdade da renda. Se os bancos públicos estão presentes em mercados nos quais a demanda por serviços bancários é particularmente alta (ou em mercados que são mais custosos em servir), resultados seriam viesados na direção de encontrar bancos públicos pró-competitivos. Empiricamente, contudo, esse não parece ser o caso na nossa amostra. A presença de bancos públicos é amplamente espalhada. Olhando a tabela 2, pode-se notar que bancos públicos estão em cidades onde a renda per capita (que é usada como controle nas nossas especificações) é ligeiramente menor, mas a população é maior. Tais diferenças, contudo, não parecem ser muito pronunciadas. Na verdade, a presença de bancos públicos, depois de se controlar por renda, desigualdade da renda e as regiões do país, provavelmente é exogenamente determinada. Já os bancos privados provavelmente tendem a se afastar de mercados aonde a demanda é baixa e o custo de servir é alto. Depois de se controlar o custo de se servir a um mercado incluindo *dummies* regionais, a presença de bancos públicos (N_{pub}) deveria, se tivesse algum efeito, viesar os resultados na direção de se achar que bancos públicos são pró-competitivos.²⁰

Deixe k ser um mercado bancário (cidade). Para estimar S_{jj} e $S_{i+1 j-1}$, nós impomos estrutura na relação (1):

$$\tilde{\pi}(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) + \varepsilon_k \quad (4)$$

S_k é o tamanho do mercado k (medido pela renda total), N_{pub}^k e N_{pri}^k são o número de bancos públicos e privados no mercado k , respectivamente. X_k inclui

usar o ano de 1991, quando o Censo anterior foi realizado. Porém, em 1991 o Brasil vivia sob um regime de hiperinflação, o qual poderia afetar a decisão de entrada dos bancos de forma significativa (em um ambiente hiperinflacionário, bancos poderiam ficar em uma cidade somente por questões de recrutamento de depósitos, para adquirir receitas do *floating* inflacionário).

²⁰ Dado que bancos públicos estão em lugares menos lucrativos por razões que não são observadas, mercados nos quais bancos públicos estão presentes seriam maiores do que eles seriam se tais fatores não observados fossem levados em consideração. Na medida em que mercados maiores significam mais competição, bancos públicos induziriam competição.

renda e a sua distribuição (coeficiente de Gini) no mercado k . D_m^k é um conjunto de *dummies* para o número de bancos privados no mercado k , i.e.:

$$D_m^k = \begin{cases} 1, & \text{se existem ao menos } m \text{ bancos privados no mercado } k \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

α_2 is é o efeito da presença do segundo banco privado; α_3 é o efeito da presença do terceiro banco privado e assim sucessivamente. S_k é o tamanho do mercado na cidade k .

Diferentes custos fixos para diferentes números de bancos no mercado são introduzidos permitindo que (4) tenha diferentes interceptos. Lucros líquidos no mercado k são:

$$\pi(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m + \varepsilon_k \quad (5)$$

Onde \tilde{D}_m^k são *dummies* similares a D_m^k exceto que elas se referem ao número total de bancos, não apenas ao número de bancos privados. Os γ s medem diferenças nos custos fixos: γ_1 é o custo fixo no monopólio, $\gamma_1 + \gamma_2$ é o custo fixo no duopólio, e assim sucessivamente.

Finalmente, o parâmetro β mede o efeito de competição da presença dos bancos públicos. Nós estamos interessados em comparar esse efeito com o efeito de competição dos bancos privados (os α s.)

Nós implicitamente assumimos homogeneidade entre bancos privados: dois bancos privados em uma dada cidade têm o mesmo lucro. Essa hipótese garante a unicidade do número de bancos privados em equilíbrio. Existe uma extensa literatura discutindo questões referentes à multiplicidade nesse tipo de estimação. Caso considerássemos que os agentes são heterogêneos em geral, o número de firmas em equilíbrio não seria único, e teríamos que lidar explicitamente com a questão da multiplicidade. Nós não estamos interessados em medir o efeito da conduta de diferentes bancos privados (ou diferentes bancos públicos), mas apenas como bancos públicos em geral diferem de bancos privados. Permitir a heterogeneidade entre bancos privados introduziria uma desnecessária complexidade, de forma que se decidiu tratar o banco privado 1 e o banco privado

2 como indistinguíveis.²¹ Bancos públicos, contudo, são tratados de forma diferente: o que motiva a entrada deles é desconhecido, e assumido ser exógeno em relação ao lucro. Tanto a visão política quanto a desenvolvimentista da propriedade de bancos públicos preveria que a decisão de entrada dos bancos públicos seria baseada em outros critérios sociais ou políticos.²²

Um *probit* ordenado é estimado. Assumindo que a entrada não desestimula a competição, assume-se que os lucros em um mercado com um banco privado não são menores do que os lucros em um mercado com dois bancos privados, e assim sucessivamente. Logo, as seguintes desigualdades são verdadeiras:

$$\pi(N_{pri}^k = 1, N_{pub}^k) \geq \pi(N_{pri}^k = 2, N_{pub}^k) \geq \dots \quad (6)$$

Assumindo que o erro ε na equação de lucro (5) segue uma distribuição normal padrão, a probabilidade de se observar mercados sem bancos privados é igual à:

$$\Pr(N_{pri} = 0) = \Pr(\pi_1 < 0) = 1 - \Phi(\bar{\pi}_1)$$

Onde $\Phi(\bullet)$ é a distribuição normal cumulativa e $\pi = \bar{\pi} + \varepsilon$.

A probabilidade de se observar um monopólio privado é igual à:

$$\Pr(N_{pri} = 1) = \Pr(\pi_2 < 0 < \pi_1) = \Phi(\bar{\pi}_1) - \Phi(\bar{\pi}_2)$$

Em geral, a probabilidade de se observar um mercado com N bancos privados é:

$$\Pr(N_{pri} = N) = \Pr(\pi_{N+1} < 0 < \pi_N) = \Phi(\bar{\pi}_N) - \Phi(\bar{\pi}_{N+1}) \quad (7)$$

Essas probabilidades definem a função de verossimilhança:

$$\prod_{k=1}^K \left(\Phi(\bar{\pi}(N_{pri} = N_{pri}^k)) - \Phi(\bar{\pi}(N_{pri} = N_{pri}^k + 1)) \right) \quad (8)$$

Onde K é o número total de cidades na nossa amostra. Os parâmetros estimados em (5) são os maximizando de (8).

Como BR colocam, idealmente gostaríamos ter variação suficiente na dimensão tempo, de forma que o mesmo mercado flutuasse em tamanho para produzir variação suficiente no número de firmas. Como em BR, nós não temos

²¹ Ver por exemplo: Bresnahan e Reiss (1990), Berry (1992), Seim (2002), Mazzeo (2002), Tamer (2003) e Ciliberto e Tamer (2006). Berry e Tamer (2007) é um bom *survey* dessa literatura. Na seção 2.6. abaixo nós estimamos um modelo aonde a multiplicidade de equilíbrios é levada em conta ao se endogeneizar a presença de bancos públicos assumindo que eles são diferentes dos bancos privados.

esse tipo de variação, de forma que emulamos esse experimento ideal usando a variação *cross-section* no tamanho de mercado e número de bancos. Uma observação é um mercado local em dezembro de 2000. A tabela 7 apresenta os resultados.

Tabela 7 Bancos públicos exógenos

	Modelo base	Modelo com controles de demanda
α_1	11,26 (0,12)***	12,99 (0,6)***
α_2	-3,65 (0,09)***	-3,73 (0,1)***
α_3	-2,24 (0,11)***	-2,34 (0,12)***
α_4	-1,26 (0,08)***	-1,35 (0,09)***
α_5	-0,56 (0,06)***	-0,63 (0,07)***
γ_1	1,24 (0,03)***	1,20 (0,03)***
γ_2	0,94 (0,04)***	0,93 (0,04)***
γ_3	0,32 (0,04)***	0,32 (0,04)***
γ_4	0,22 (0,05)***	0,24 (0,05)***
γ_5	0,23 (0,06)***	0,26 (0,06)***
β	-0,53 (0,05)***	-0,40 (0,05)***
Renda		0,54 (0,06)***
Gini		-5,72 (0,88)***

Estimativas do probit ordenado do modelo (5), desvio padrão robusto em parênteses
 *** = significativa a 1%
 ** = significativa a 5%
 * = significativa a 10%
 Fonte: Banco Central do Brasil e Censo de 2000.

²² Ver Levy-Yeyati, Micco e Panizza (2004).

Começamos a análise dos resultados com a coluna (1), onde são mostrados os resultados do modelo (5), mas X_k é omitido. Todos os coeficientes têm os sinais esperados, os α_s são todos negativos, o que implica que mais bancos privados em um mercado de um dado tamanho estão associados com menores lucros. Todos são estatisticamente significativos. O valor absoluto dos parâmetros diminui conforme o número de bancos privados em um mercado aumenta, o que é esperado, na medida em que o efeito da entrada de um banco privado no mercado deveria diminuir quando já existem alguns competidores.²³

As estimativas pontuais dos parâmetros que medem o custo fixo (os γ_s) são positivos e estatisticamente significantes para todos eles. Isso significa que os custos fixos aumentam com o número de competidores. Isso é razoável, pois existem *inputs* específicos aos bancos, tal como habilidades financeiras, que um entrante tem mais dificuldade de recrutar do que um incumbente.

Finalmente, a estimativa do parâmetro β : o coeficiente estimado é negativo (e estatisticamente significativo), significando que os bancos públicos reduzem os lucros da indústria, e sugerindo que a presença de bancos públicos aumenta a competição. Contudo, o efeito competitivo dos bancos públicos é pequeno em magnitude. Comparando $\hat{\beta}$ com os efeitos estimados dos bancos privados (os α_s), pode-se notar que o efeito da presença de um banco público no lucro é menor do que o efeito dos três primeiros entrantes privados (α_2, α_3 e α_4), mas é muito similar ao efeito da presença do quinto banco privado (α_5).²⁴

Na coluna (2), X_k é introduzido. Todas as estimativas são muito similares as da coluna (1). A única diferença é a sensibilidade estimada em relação as variáveis em X_k : renda per capita e coeficiente de Gini. Como esperado, a margem preço-custo é maior em cidades mais ricas (onde a demanda deveria se deslocar para cima), e, para um dado nível de renda per capita, menor aonde a distribuição de renda é mais desigual.

²³ BR estimaram que em mercados com três até cinco competidores, a entrada tem pouco efeito na conduta.

²⁴ Isso é verdade, pois se assumiu linearidade do efeito da presença de bancos públicos. Na medida em que poucas cidades na amostra têm mais de dois bancos públicos servindo o mercado, a questão da linearidade não é muito séria. De qualquer forma, abaixo se estima um modelo com efeitos competitivos não lineares de bancos públicos e os resultados não se alteram.

Com as estimativas dos parâmetros da função lucro (5), pode-se calcular o tamanho mínimo de mercado eficiente que comporte um dado número de bancos privados e públicos (o S_{ij} definido acima). Por exemplo, imagine duas situações: um banco público e um privado ($i=1, j=1$), e dois bancos privados no mercado ($i=2$ e $j=0$). Os tamanhos mínimos estimados (calculando-se com a média amostral das variáveis em X_k) implicados por (5) são:

$$\hat{S}_{11}^k = \frac{\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2}{(\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta} + \hat{\eta}X_k)} \quad \text{e} \quad \hat{S}_{20}^k = \frac{\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2}{(\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 + \hat{\eta}X_k)}$$

Em geral, o tamanho de mercado (médio) mínimo estimado por banco é:

$$\hat{S}_{N_{pri}^k N_{pub}^k}^k = \frac{\hat{S}_{N_{pri}^k N_{pub}^k}^k}{N_{pri}^k + N_{pub}^k} = \frac{\sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \hat{\gamma}_m}{\left(\sum_{m=1}^{N_{pri}^k} \hat{\alpha}_m + \hat{\beta} N_{pub}^k + \hat{\eta} X_k \right)} \Bigg/ \frac{N_{pri}^k + N_{pub}^k}{N_{pri}^k + N_{pub}^k}$$

Se, como em BR, a população tivesse sido usada como variável de tamanho, então a razão acima representaria a população mínima por banco necessária para sustentar um dado equilíbrio. Esse é o nível populacional mínimo por banco que garante lucros não negativos para todos os bancos no mercado. No nosso caso, a nossa medida de escala é a renda total da cidade²⁵. A tabela 8 mostra a escala mínima (média) por banco para diferentes estruturas de mercado e a tabela 9 mostra alguns testes de hipóteses interessantes para essas escalas.

²⁵Um exemplo simples ajuda a ilustrar o ponto. Em um modelo de *Cournot* com demanda linear e custo quadrático, a escala mínima por banco em um mercado com dois bancos é maior do que em um mercado com apenas um banco. Se a escala mínima por banco no monopólio e duopólio fosse à mesma, isso seria evidência de cartel. Isso ocorre porque, se a entrada de um banco aumenta a competição, bancos racionais antecipam que depois da entrada do segundo banco o lucro será menor do que no monopólio, o que significa que a escala com dois bancos terá que ser maior do que a escala de monopólio, dada a linearidade da demanda. Em outras palavras, se existe efeito competitivo com a entrada do segundo banco em um mercado monopolizado, então a escala total do duopólio tem que ser maior do que o dobro da escala do monopólio.

Tabela 8 Escalas mínimas de eficiência*

s_{10}			
0,11			
s_{20}	s_{11}		
0,15	0,10		
s_{30}	s_{12}	s_{21}	
0,18	0,08	0,11	
s_{40}	s_{13}	s_{22}	s_{31}
0,21	0,07	0,09	0,13

* s_{ij} - escala mínima de eficiência com i bancos privados e j bancos públicos. Escalas mínimas calculadas das estimativas da tabela 3, segunda coluna (Modelo com controles de demanda). Renda e gini são avaliadas em seus valores médios.

Tabela 9 Testes de hipótese‡

Hipótese nula: H_0	Estatística χ^2
$s_{20} = s_{11}$	793,08***
$s_{10} = s_{20}$	158,13***
$s_{20} = s_{30}$	22,1***
$s_{40} = s_{30}$	19,66***
$s_{10} = s_{11}$	10,88***
$s_{11} = s_{12}$	161,58***
$s_{12} = s_{13}$	75,34***

‡ Estatística de teste de Wald: $N \left[g(\hat{\theta}_i) \right] \zeta \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}_i} \right]^{-1} \zeta \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}_i} \right] \left[g(\hat{\theta}_i) \right] \sim \chi^2(1)$

, onde $g()$ é a hipótese não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

*rejeita a hipótese nula a um nível de 10% de significância.

**rejeita a hipótese nula a um nível de 5% de significância.

***rejeita a hipótese nula a um nível de 1% de significância.

Os números na tabela 8 (e todas as tabelas subsequentes referindo-se as escalas mínimas) que contém as escalas mínimas deveriam ser lidos da seguinte maneira. Para facilitar a procura dos parâmetros que minimizam a função de verossimilhança, a renda total foi dividida por 10^7 . Logo, na tabela 8, a escala mínima de 0,10 significa que a renda mínima mensal para um banco servir uma cidade é de R\$1 milhão, em R\$ de 2000.

A tabela 8 mostra que a escala mínima eficiente por banco é maior quando um banco privado entra do que quando um banco público entra, ao menos nos mercados mais concentrados. É importante notar também que, como esperado, em

mercados onde ocorre duopólio privado, a escala mínima de eficiência é maior, na média, do que em mercados onde há monopólios ($s_{20} > s_{10}$).

s_{20} (0,15) é muito maior do que s_{11} (0,10), o que significa que a escala mínima de um duopólio privado é muito maior do que a escala mínima que sustenta um duopólio formado por um banco público e outro privado. Similarmente, a escala mínima eficiente em um mercado com três bancos privados (s_{30}) é maior do que a escala mínima em cidades que têm três bancos no total e ao menos um deles é público (s_{12} e s_{21}). Conseqüentemente, o efeito da presença de bancos privados é maior do que a dos bancos públicos. Esses resultados sugerem que, ao menos em mercados concentrados, a entrada de bancos privados induz a uma competição mais forte no mercado do que a entrada dos bancos públicos.

Os testes de hipótese da tabela 9 confirmam estatisticamente a análise anterior. Por exemplo, a escala mínima em um duopólio privado é estatisticamente maior do que a escala mínima em um duopólio público-privado. Além disso, os testes mostram que os bancos públicos podem potencialmente ter um efeito contra-intuitivo sobre as escalas mínimas, pois, por exemplo, a escala mínima em um duopólio público-privado mostrou-se estatisticamente menor do que a escala mínima do monopólio privado. Isso significa que apesar do efeito estimado da presença do banco público sobre a lucratividade dos bancos privados ser negativo, ele não é suficientemente forte para fazer com que a escala mínima aumente, mas ao contrário disso essa escala mínima diminuiu. Uma possível interpretação para esse resultado é que bancos públicos, ao captarem determinados tipos de clientes que não interessam aos bancos privados, tornam a tarefa desses bancos mais fácil nessas cidades, levando-os a entrar em cidades menores do que as do monopólio privado. As subseções seguintes contêm algumas análises de sensibilidades dos resultados.

2.4.1.1.

Robustez 1: Efeitos regionais

Existe uma heterogeneidade regional na importância de bancos públicos em mercados locais. Bancos públicos são mais importantes nas regiões nordeste, a região mais pobre e mais desigual, e norte, a região menos povoada. Logo, é mais provável que a presença de bancos públicos seja exógena após controlarmos por

diferenças regionais. Por exemplo, cidades mais pobres são menos lucrativas e têm piores instituições no nível local, e a presença de bancos públicos pode capturar esse efeito adverso na lucratividade. Para levar em conta efeitos regionais, estimou-se o seguinte modelo:

$$\pi(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k + \right. \\ \left. \kappa_1 \text{Sudeste} + \kappa_2 \text{Sul} + \kappa_3 \text{Norte} + \kappa_4 \text{Centro - oeste} \right) \quad (9) \\ - \sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m + \lambda_1 \text{Sudeste} + \lambda_2 \text{Sul} + \lambda_3 \text{Norte} + \lambda_4 \text{Centro - oeste} + \varepsilon_k$$

A região nordeste é a categoria omitida. A tabela 10 apresenta os parâmetros estimados do modelo (9).

Tabela 10 Bancos públicos exógenos com *dummies* regionais

α_1	11,68 (0,65)***
α_2	-3,99 (0,13)***
α_3	-2,41 (0,12)***
α_4	-1,39 (0,09)***
α_5	-0,63 (0,07)***
γ_1	1,78 (0,06)***
γ_2	1,04 (0,04)***
γ_3	0,34 (0,04)***
γ_4	0,25 (0,05)***
γ_5	0,26 (0,06)***
β	-0,29 (0,06)***
Renda	0,01 (0,09)
Gini	-1,11 (0,95)
κ_1 (Sudeste)	0,36 (0,19)*
κ_2 (Sul)	0,25 (0,21)
κ_3 (Norte)	0,10 (0,42)
κ_4 (Centro-oeste)	-0,46 (0,21)**
λ_1 (Sudeste)	-1,05 (0,07)***
λ_2 (Sul)	-0,65 (0,07)***
λ_3 (Norte)	0,66 (0,22)***
λ_4 (Centro-oeste)	-0,73 (0,09)***

Estimativas do probit ordenado do modelo (5), desvio padrão robusto em parênteses

*** = significativa a 1%

** = significativa a 5%

* = significativa a 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo de 2000.

Os resultados da tabela 10 mostram que as estimativas da tabela 3 são robustas ao se controlar por efeitos regionais: os coeficientes estimados dos

efeitos de bancos públicos e privados na margem preço-custo são bem similares àqueles encontrados na tabela 7. Os coeficientes estimados sugerem que, após se controlar pela renda e sua distribuição, diferentes regiões do país não têm diferentes margens preço-custo (todos os κ 's não são diferentes de zero a 5%). Porém, existe uma clara ordenação dos custos fixos de operação: a região norte é aquela mais cara para se iniciar a operação de uma agência bancária ($\lambda_3 = 0,66$), seguida pela região nordeste (a categoria omitida), Sul ($\lambda_2 = - 0,65$), Centro-oeste ($\lambda_4 = - 0,73$), e sudeste ($\lambda_1 = - 1,05$). Essa ordenação se coaduna quase que perfeitamente com a crença da indústria e a intuição de aonde os custos fixos deveriam ser maiores. A região norte é a mais longínqua geograficamente e a menos desenvolvida econômica e institucionalmente. Em seguida, a região nordeste apresenta o segundo pior desempenho em termos de desenvolvimento econômico e institucional. A região centro-oeste está a meio termo tanto em termos geográficos quanto econômicos. A região sul tem os melhores indicadores sociais, mas a atividade econômica é muito menos dinâmica do que no sudeste, a principal região econômica do país. A tabela 11 apresenta as escalas mínimas associadas às regiões e a tabela 12 apresenta os testes de hipóteses correspondentes.

Tabela 11 Escalas mínimas de eficiência por região*

	Nordeste	Sudeste	Sul	Norte	Centro-oeste
s_{10}	0,16	0,06	0,10	0,22	0,10
s_{20}	0,20	0,12	0,15	0,24	0,16
s_{30}	0,23	0,14	0,17	0,27	0,19
s_{40}	0,26	0,16	0,19	0,30	0,24
s_{11}	0,13	0,08	0,10	0,16	0,10
s_{12}	0,10	0,06	0,08	0,12	0,08
s_{13}	0,08	0,06	0,07	0,10	0,07
s_{21}	0,14	0,08	0,10	0,17	0,11
s_{22}	0,11	0,06	0,08	0,13	0,09
s_{31}	0,16	0,09	0,12	0,19	0,13

* s_{ij} - escala mínima de eficiência com i bancos privados e j bancos públicos.
Escalas mínimas calculadas com as estimativas da tabela 5.

Tabela 12 Testes de hipótese por região‡

Hipótese nula: H_0	Estatística χ^2				
	Nordeste	Sudeste	Sul	Norte	Centro-oeste
$s_{20} = s_{11}$ †	677,14***	677,14***	677,14***	677,14***	677,14***
$s_{10} = s_{20}$	80,89***	259,03***	161,97***	7,22***	180,76***
$s_{20} = s_{30}$	17,86***	42,13***	34,31***	10,17***	68,24***
$s_{40} = s_{30}$	16,87***	32,29***	29,52***	13,83***	58,67***
$s_{10} = s_{11}$	69,1***	26,88***	0,24	24,71***	0,24
$s_{11} = s_{12}$	228,54***	65,22***	116,01***	69,81***	109,92***
$s_{12} = s_{13}$	145,9***	44,25***	78,7***	63,32***	66,24***

‡ Estatística de teste de Wald: $N \left[\begin{matrix} g(\theta_0) \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta_0} \end{matrix} \right] \zeta^{-1} \left[\begin{matrix} \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta_0} \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta_0} \end{matrix} \right] \left[\begin{matrix} g(\theta_0) \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta_0} \end{matrix} \right] \sim \chi^2(l)$

,aonde $g()$ é a hipótese não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

† A hipótese nula é a mesma para todas as regiões nesse caso.

*rejeita a hipótese nula a um nível de 10% de significância.

**rejeita a hipótese nula a um nível de 5% de significância.

***rejeita a hipótese nula a um nível de 1% de significância.

Os resultados da tabela 11 são interessantes, pois indicam que as escalas mínimas de eficiência podem mudar de forma significativa de uma região a outra. As regiões mais pobres (nordeste e norte) têm escalas mínimas de eficiência maiores do que as regiões mais ricas (sudeste e sul). Isso significa, por exemplo, que em um duopólio privado um cliente da região sudeste equivale a 1.7 clientes da região nordeste. Os resultados da tabela 12 mostram a robustez quanto ao efeito da presença de bancos públicos: em todas as regiões a escala do duopólio privado é maior do que a do duopólio público-privado, e em três das cinco regiões (nordeste, sudeste e norte), a escala do duopólio público-privado é menor do que a escala do monopólio privado, enquanto que nas outras duas regiões não há diferença estatística significante entre a escala do monopólio privado e a escala do duopólio público-privado.

2.4.1.2.

Robustez 2: diferentes definições de tamanho de mercado

Nessa subseção nós reestimaremos o modelo (5) para diferentes definições de mercado. A primeira mudança é marginal: tamanho de mercado será definido como a renda total daqueles que ganham acima de três salários mínimos. A terceira definição de tamanho de mercado segue o mesmo espírito da definição de BR. Tamanho de mercado é modelado como função de algumas variáveis. Mais especificamente:

$$S_k = \left(\begin{array}{l} \text{População} + \omega_1 \text{Comutantes de fora da cidade} + \\ \omega_2 \text{Comutantes para fora da cidade} + \\ + \omega_3 \text{Crescimento positivo} + \omega_4 \text{Crescimento negativo} \end{array} \right) \times \text{Renda Per Capita} \quad (10)$$

Comutantes de fora da cidade é o número de pessoas que, embora não morem na cidade, trabalham lá. Comutantes para fora da cidade é o número de pessoas residentes na cidade, mas que trabalham em outro lugar. Crescimento positivo é uma *dummy* que assume 1 se a população da cidade aumentou entre 1990 e 2000, e crescimento negativo é o inverso. A idéia por trás dessa definição de tamanho de mercado é simples. Dada uma certa população, o tamanho de mercado (para a decisão de entrada) deveria ser maior quanto mais pessoas comutam de fora da cidade, menos pessoas comutam para fora da cidade, mais rápido é o crescimento populacional ou mais lentamente a população declina. O modelo estimado agora é o seguinte:

$$\pi_{ij}^k = \left(\begin{array}{l} \text{População} + \omega_1 \text{Comutantes de fora da cidade} + \\ \omega_2 \text{Comutantes para fora da cidade} + \\ + \omega_3 \text{Crescimento positivo} + \omega_4 \text{Crescimento negativo} \end{array} \right) \times \text{Renda Per Capita} \quad (11)$$

$$\times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{mi}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m + \varepsilon_k$$

Os parâmetros da escala do mercado ω são estimados juntos com todos os parâmetros. A tabela 13 mostra os coeficientes estimados para as definições alternativas de tamanho de mercado.

Tabela 13 Diferentes definições de tamanho de mercado

	3 salários mínimos†	Escala de BR ‡
α_1	14,19 (0,52)***	15,52 (0,67)***
α_2	-3,35 (0,09)***	-3,42 (0,16)***
α_3	-2,05 (0,11)***	-2,23 (0,11)***
α_4	-1,16 (0,08)***	-1,23 (0,08)***
α_5	-0,53 (0,06)***	-0,59 (0,07)***
γ_1	1,01 (0,03)***	1,97 (0,05)***
γ_2	0,89 (0,04)***	0,91 (0,04)***
γ_3	0,32 (0,04)***	0,23 (0,05)***
γ_4	0,23 (0,04)***	0,15 (0,05)***
γ_5	0,27 (0,06)***	0,16 (0,06)**
β	-0,20 (0,05)***	-0,49 (0,05)***
Renda	0,10 (0,05)*	0,04 (0,04)
Gini	-8,88 (0,74)***	-7,75 (0,37)***
Comutam de fora da cidade		0,59 (0,81)
Comutam para fora da cidade		-1,89 (0,14)***
Crescimento populacional positivo		0,04 (0,007)***
Crescimento populacional negativo		0,05 (0,008)***

† = Estimativas do probit ordenado com tamanho de mercado definido como a renda total daqueles que ganham acima de 3 salários mínimos. Desvio padrão robusto em parênteses.

‡ = Estimativas do probit ordenado do modelo (11). Desvio padrão robusto em parênteses.

*** = significante a 1% level

** = significante a 5%

* = significante a the 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo de 2000.

De novo, as estimações em ambas as colunas da tabela 13 são muito similares aquelas da tabela 7, o que implica que os resultados são robustos as duas

diferentes definições de tamanho de mercado²⁶. Na coluna (2) pode-se notar que, exceto ao efeito estimado da *dummy* associada ao crescimento populacional negativo, todas as outras estimativas dos parâmetros de tamanho de mercado têm o sinal esperado (embora o parâmetro associado a variável Comutam de fora da cidade não seja precisamente estimado). A tabela 14 abaixo mostra as escalas mínimas associadas, que são bem similares àquelas da tabela 8. Além disso, a tabela 15 mostra os testes de hipóteses correspondentes às escalas mínimas da tabela 14, os quais mostram que o resultado referente às diferenças de escalas mínimas em mercados com e sem bancos públicos é robusta a medida de escala sendo utilizada.

Tabela 14 Escalas mínimas de eficiência, diferentes definições de tamanho de mercado*

Painel A: Escala mínima de eficiência, 3 salários mínimos			
S_{10}			
0,11			
S_{20}	S_{11}		
0,16	0,10		
S_{30}	S_{12}	S_{21}	
0,19	0,08	0,11	
S_{40}	S_{13}	S_{22}	S_{31}
0,22	0,07	0,08	0,13
Painel B: Escala mínima de eficiência, escala BR			
S_{10}			
0,175			
S_{20}	S_{11}		
0,184	0,13		
S_{30}	S_{12}	S_{21}	
0,186	0,10	0,13	
S_{40}	S_{13}	S_{22}	S_{31}
0,188	0,08	0,11	0,14

* S_{ij} - escala mínima de eficiência com i bancos privados e j bancos públicos. Escalas mínimas calculadas com estimativas das colunas (1) e (2) da tabela 7.

²⁶ Como mencionado na nota de rodapé 11, os resultados na coluna (1) não são sensíveis a outras diferentes definições de tamanho de mercado (tais como a renda de quem ganha acima de 2,4 e 5 salários mínimos). Resultados estão disponíveis sob requisição.

Tabela 15 Testes de hipóteses, diferentes definições de tamanho de mercado‡

Hipótese nula: H_0	Estatística χ^2	
	3 salários mínimos	Escala de BR
$S_{20} = S_{11}$	811,14***	330,4***
$S_{10} = S_{20}$	215,03***	4,1**
$S_{20} = S_{30}$	27,38***	0,1
$S_{40} = S_{30}$	19,85***	0,1
$S_{10} = S_{11}$	1,92	142,82***
$S_{11} = S_{12}$	157,15***	207,38***
$S_{12} = S_{13}$	87,7***	143,66***

‡ Estatística de teste de Wald: $N \left[\begin{matrix} g(\theta_N) \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta_N} \end{matrix} \right] \zeta^{-1} \left[\begin{matrix} \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta_N} \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta_N} \end{matrix} \right] \left[\begin{matrix} g(\theta_N) \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta_N} \end{matrix} \right] \sim \chi^2(1)$

,aonde $g()$ é a hipótese não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

*rejeita a hipótese nula a um nível de 10% de significância.

**rejeita a hipótese nula a um nível de 5% de significância.

***rejeita a hipótese nula a um nível de 1% de significância.

2.4.1.3.

Robustez 3: Efeito não linear da presença de bancos públicos

Nas estimações anteriores, uma hipótese implícita era que o efeito da presença de bancos públicos no lucro variável dos bancos privados era independente do número de bancos públicos no mercado. Mas, em princípio é de se esperar que esse efeito seja decrescente no número de bancos públicos no mercado. Em função disso, estimamos um modelo no qual o efeito da presença do banco público no lucro variável depende do número de bancos públicos no mercado: o efeito da presença de apenas um banco público no mercado (β_1), o efeito da presença de dois bancos públicos no mercado (β_2) e o efeito da presença de mais de dois bancos públicos no mercado (β_3). A tabela 16 mostra os resultados:

Tabela 16 Efeito não linear

α_1	12,48 (0,64)***
α_2	-3,67 (0,12)***
α_3	-2,34 (0,12)***
α_4	-1,34 (0,09)***
α_5	-0,62 (0,07)***
γ_1	1,17 (0,03)***
γ_2	0,96 (0,04)***
γ_3	0,34 (0,04)***
γ_4	0,24 (0,05)***
γ_5	0,25 (0,06)***
β_1	0,54 (0,15)***
β_2	-0,05 (0,11)
β_3	-0,21 (0,07)**
Renda	0,6 (0,06)***
Gini	-6,09 (0,88)***

Estimativas do probit ordenado do modelo (5) considerando o efeito de bancos públicos não linear, desvio padrão robusto em parênteses

*** = significante a 1%

** = significante a 5%

* = significante a 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo de 2000.

A tabela 16 mostra que a hipótese de linearidade do efeito da presença dos bancos públicos não afeta os nossos resultados. Na verdade, as estimativas para os parâmetros de efeito da presença dos bancos públicos (β 's) não são intuitivos: o efeito competitivo dos bancos públicos aumenta com o número de bancos públicos e o efeito da presença de apenas um banco público no mercado é na

verdade anti-competitivo (β_1 é positivo e significativo). Porém, os efeitos da presença de competidores privados são notadamente robustos. Por exemplo, enquanto α_2 é igual à -3,67 na tabela 16, ele é igual à -3,73 na tabela 7. O mesmo é verdade para os outros α 's.

As tabelas 17 e 18 mostram as escalas mínimas de eficiência estimadas e os correspondentes testes de hipótese. Da mesma forma, os resultados são robustos as mudanças de especificação.

Tabela 17 Escalas mínimas de eficiência, modelo não linear*

S_{10}			
0,12			
S_{20}	S_{11}		
0,17	0,10		
S_{30}	S_{12}	S_{21}	
0,21	0,08	0,10	
S_{40}	S_{13}	S_{22}	S_{31}
0,26	0,07	0,08	0,12

* S_{ij} - escala mínima de eficiência com i bancos privados e j bancos públicos. Escalas mínimas calculadas da tabela 12. Renda e gini são avaliados em seus valores médios.

Tabela 18 Testes de hipótese, modelo não linear‡

Hipótese nula: H_0	Estatística χ^2
$S_{20} = S_{11}$	522,34***
$S_{10} = S_{20}$	178,73***
$S_{20} = S_{30}$	31,9***
$S_{40} = S_{30}$	28,42***
$S_{10} = S_{11}$	29,81***
$S_{11} = S_{12}$	84,86***
$S_{12} = S_{13}$	65,83***

‡ Estatística de teste de Wald: $N \left[\hat{g}(\hat{\theta}_N) \right] \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_N} \right]^{-1} \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_N} \right] \left[\hat{g}(\hat{\theta}_N) \right] \sim \chi^2(1)$

, onde $g()$ é a hipótese não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

* rejeita a hipótese nula a um nível de 10% de significância.

* rejeita a hipótese nula a um nível de 5% de significância.

* rejeita a hipótese nula a um nível de 1% de significância.

2.4.1.4.

Robustez 4: modelando o custo fixo

Nesta seção incluiremos algumas variáveis que possivelmente podem estar ligadas ao custo fixo de operação de um banco em nível local. Incluiremos algumas variáveis ligadas à geografia e demografia das cidades que podem afetar o custo de operação de uma agência bancária.

Incluiremos quatro variáveis: área geográfica, densidade populacional, distância mínima e distância à capital. A variável área geográfica da cidade traduz o fato de que para uma dada população fixa, quanto maior é a área geográfica de uma cidade, mais espaço a população terá para se estabelecer e o custo para atender essa população pode aumentar, em função da necessidade de maior número de agências e/ ou de se localizar em áreas centrais, aonde o aluguel do espaço é maior. A variável densidade populacional tem uma interpretação similar a da área geográfica. Para uma dada população fixa, quanto mais concentrada for essa massa de pessoas, menor será o custo para servi-las, pois menor será a necessidade de se abrir agências nesse lugar. As variáveis distância mínima e distância à capital tentam captar o quão isolada é uma cidade. Distância mínima é a distância entre a cidade em questão e a cidade mais próxima a ela. Distância à capital é a distância da cidade à capital do estado a que ela pertence. Quanto mais isolada for uma cidade, mais custoso para um banco servi-la, uma vez que, para um dado nível populacional, menor será a massa de trabalhadores qualificados a sua disposição, pois menor será a probabilidade que trabalhadores de cidades vizinhas se disponham a trabalhar lá. Além disso, cidades isoladas perdem possíveis externalidades que cidades vizinhas podem gerar umas as outras através de centralizações das atividades bancárias em uma cidade que seja o centro geográfico e econômico de uma região. Ao mesmo tempo, há um possível efeito de diminuição de custos no isolamento das cidades: em média, o preço da terra nessas cidades tende a ser menor, o que pode diminuir o custo fixo de entrada.

Nesta seção estimaremos alguns modelos fazendo várias combinações das quatro variáveis acima citadas. As seguintes equações serão estimadas:

$$\pi(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m \quad (12)$$

- ϕ area - φ densidade + ε_k

$$\pi(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m \quad (13)$$

$-\phi_{area} - \phi_{densidade} - \chi_{distancia_capital} + \varepsilon_k$

$$\pi(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m \quad (14)$$

$-\phi_{densidade} - \theta_{distancia_minima} + \varepsilon_k$

$$\pi(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m \quad (15)$$

$-\phi_{area} - \phi_{densidade} - \theta_{distancia_minima} + \varepsilon_k$

$$\pi(S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N_{pri}^k} D_m^k \alpha_m + \beta \times N_{pub}^k + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N_{pri}^k + N_{pub}^k} \tilde{D}_m^k \gamma_m \quad (16)$$

$-\phi_{area} - \phi_{densidade} - \chi_{distancia_capital} - \theta_{distancia_minima} + \varepsilon_k$

A tabela 19 apresenta os resultados das estimações dos modelos 12 a 16:

Tabela 19 Modelando o custo fixo

	Modelo (12)	Modelo (13)	Modelo (14)	Modelo (15)	Modelo (16)
α_1	12,30 (0,61)***	13,54 (0,62)***	12,28 (0,61)***	12,28 (0,62)***	13,50 (0,63)***
α_2	-3,72 (0,1)***	-3,83 (0,1)***	-3,73 (0,1)***	-3,73 (0,1)***	-3,84 (0,1)***
α_3	-2,34 (0,12)***	-2,36 (0,12)***	-2,34 (0,12)***	-2,34 (0,12)***	-2,37 (0,12)***
α_4	-1,36 (0,09)***	-1,39 (0,09)***	-1,36 (0,09)***	-1,36 (0,09)***	-1,39 (0,09)***
α_5	-0,63 (0,07)***	-0,65 (0,07)***	-0,63 (0,07)***	-0,63 (0,07)***	-0,65 (0,07)***
γ_1	1,12 (0,03)***	1,50 (0,05)***	1,11 (0,04)***	1,11 (0,04)***	1,48 (0,05)***
γ_2	0,95 (0,04)***	0,97 (0,04)***	0,95 (0,04)***	0,95 (0,04)***	0,97 (0,04)***
γ_3	0,33 (0,04)***	0,33 (0,04)***	0,33 (0,04)***	0,33 (0,04)***	0,33 (0,04)***
γ_4	0,24 (0,05)***	0,25 (0,05)***	0,24 (0,05)***	0,24 (0,05)***	0,25 (0,05)***
γ_5	0,27 (0,06)***	0,27 (0,06)***	0,27 (0,06)***	0,27 (0,06)***	0,27 (0,06)***
β	-0,41 (0,05)***	-0,44 (0,05)***	-0,41 (0,05)***	-0,41 (0,05)***	-0,45 (0,05)***
Renda	0,57 (0,06)***	0,53 (0,06)***	0,56 (0,06)***	0,56 (0,06)***	0,52 (0,06)***
Gini	-4,64 (0,9)***	-6,06 (0,92)***	-4,56 (0,91)***	-4,57 (0,92)***	-5,87 (0,94)***
Área geográfica	-0,001 (0,01)	0,003 (0,01)		-0,0009 (0,01)	0,003 (0,01)
Densidade populacional	0,65 (0,16)***	0,87 (0,15)***	0,60 (0,13)***	0,62 (0,18)***	0,77 (0,17)***
Distância mínima			0,0007 (0,002)	0,0007 (0,002)	0,002 (0,002)
Distância à capital		-0,14 (0,013)***			-0,14 (0,013)***

‡ = Estimativas do probit ordenado dos modelo (12), (13), (14), (15) e (16). Desvio padrão robusto em parênteses.

*** = significante a 1%
** = significante a 5%
* = significante a 10%
Fonte: Banco Central do Brasil e Censo de 2000.

Dessa tabela, podemos notar que a variável densidade populacional parece ser a variável geográfica fundamental em relação ao custo fixo de operação. Em todas as estimações essa variável apresentou sinal positivo, contrário ao esperado, e significativo. Além dela, a variável distância mínima, apesar de não ter sido estatisticamente significativa, apresentou sinal robusto e de acordo com o esperado. Já a variável distância à capital apresentou sinal contrário ao esperado e significativo. Uma possível explicação, como colocado anteriormente, é que cidades distantes da capital apresentam custo de aluguel mais baixo, mais do que

compensando o fato do custo de recrutamento de mão de obra especializada ser maior²⁷.

As tabelas 20 e 21 abaixo mostram respectivamente as estimações das escalas mínimas de eficiência implicadas pelos parâmetros estimados na tabela 19 e os seus respectivos testes de hipótese. Podemos notar dessas tabelas que a direção dos resultados continua a mesma, ou seja, bancos privados apresentam efeito competitivo maior do que bancos públicos, o que fica claro olhando as escalas mínimas de eficiência para cada configuração de mercado na tabela 20 e os testes de hipóteses correspondentes da tabela 21.

²⁷ Outra possível explicação é a de que apesar das pessoas estarem menos dispostas a ir para cidades distantes, aceitam salários nominais relativamente menores em função do custo de vida nesses lugares ser menor.

Tabela 20 Escalas mínimas de eficiência, modelando o custo fixo*

Painel A: Escala mínima de eficiência, modelo(12)			
s_{10}			
0,11			
s_{20}	s_{11}		
0,16	0,11		
s_{30}	s_{12}	s_{21}	
0,18	0,08	0,11	
s_{40}	s_{13}	s_{22}	s_{31}
0,21	0,07	0,09	0,13
Painel B: Escala mínima de eficiência, modelo(13)			
s_{10}			
0,11			
s_{20}	s_{11}		
0,15	0,10		
s_{30}	s_{12}	s_{21}	
0,18	0,08	0,11	
s_{40}	s_{13}	s_{22}	s_{31}
0,20	0,08	0,09	0,13
Painel C: Escala mínima de eficiência, modelo(14)			
s_{10}			
0,11			
s_{20}	s_{11}		
0,16	0,10		
s_{30}	s_{12}	s_{21}	
0,18	0,08	0,11	
s_{40}	s_{13}	s_{22}	s_{31}
0,21	0,07	0,09	0,13
Painel D: Escala mínima de eficiência, modelo(15)			
s_{10}			
0,11			
s_{20}	s_{11}		
0,16	0,11		
s_{30}	s_{12}	s_{21}	
0,18	0,08	0,11	
s_{40}	s_{13}	s_{22}	s_{31}
0,21	0,07	0,09	0,13
Painel E: Escala mínima de eficiência, modelo(16)			
s_{10}			
0,11			
s_{20}	s_{11}		
0,15	0,10		
s_{30}	s_{12}	s_{21}	
0,17	0,08	0,11	
s_{40}	s_{13}	s_{22}	s_{31}
0,20	0,08	0,09	0,13

* s_{ij} - escala mínima de eficiência com i bancos privados e j bancos públicos.
 Escalas mínimas calculadas com estimativas das colunas (12), (13), (14), (15) e (16) da tabela 19 .

Tabela 21 Testes de hipótese, modelando o custo fixo‡

Hipótese nula: H ₀	Estatística χ^2				
	Modelo (12)	Modelo (13)	Modelo (14)	Modelo (15)	Modelo (16)
$S_{20} = S_{11}$	788,57***	817,93***	789,57***	786,39***	818,88***
$S_{10} = S_{20}$	162,12***	157,64***	161,98***	160,37***	154,54***
$S_{20} = S_{30}$	23,64***	19,65***	23,55***	23,46***	19,11***
$S_{40} = S_{30}$	21,13***	18,7***	21,02***	20,87***	18,01***
$S_{10} = S_{11}$	8,55***	9,74***	8,83***	8,65***	10,07***
$S_{11} = S_{12}$	156,56***	160,51***	156,43***	155,90***	159,87***
$S_{12} = S_{13}$	71,6***	71,14***	71,35***	71,24***	70,48***

‡ Estatística de teste de Wald: $N \left[g(\hat{\alpha}) \right] \left[\frac{\partial g(\hat{\alpha})}{\partial \alpha} \right]^{-1} \zeta^{-1} \left[\frac{\partial g(\hat{\alpha})}{\partial \alpha} \right] \left[g(\hat{\alpha}) \right] - \chi^2(1)$

, onde $g(\cdot)$ é a hipótese não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

*rejeita a hipótese nula a um nível de 10% de significância.

**rejeita a hipótese nula a um nível de 5% de significância.

***rejeita a hipótese nula a um nível de 1% de significância.

Embora os resultados das tabelas 7 a 21 sejam extremamente robustos, eles estão condicionados a aceitação da hipótese de exogeneidade da presença dos bancos públicos. Cidades aonde a estrutura de mercado é um monopólio público, ou um duopólio com um banco público e um privado, são (ligeiramente) mais pobres do que aquelas em um monopólio ou duopólio privado. Esse fato tem duas implicações²⁸. Por um lado, ele sugere que bancos públicos podem ter objetivos diferentes da maximização de lucros, o que nos ajuda a interpretar os resultados na tabela 7 como evidência de diferença de efeitos competitivos entre bancos públicos e privados. Por outro lado, mercados em que bancos públicos estão presentes podem ser menores justamente por essa razão. O procedimento a ser implementado na próxima subseção tenta levar em conta possíveis diferenças sistemáticas nas cidades com presença de bancos públicos.

2.4.2. Particionando a amostra

Nessa subseção apresentamos as estimações referentes aos efeitos diferenciais dos bancos públicos sem assumirmos que a presença de bancos públicos é exógena. Ao invés disso, o diferencial do efeito entre bancos públicos e privados é medido comparando-se diferentes amostras selecionadas de acordo com a propriedade bancária. Para aumentar a comparabilidade, as amostras são restritas as cidades com no máximo dois bancos no mercado, pois existem no máximo dois bancos privados em cidades em que só há bancos privados.

²⁸ A renda per capita média em cidades com monopólio público é de R\$151, enquanto em cidades com monopólio privado é de R\$175, uma diferença média de 15,9%. Para duopólios as estatísticas

Propriedade (pública ou privada), uma vez usada para selecionar as amostras, é ignorada quando se estimam os parâmetros da função lucro. Deixe N^k ser o número de bancos (tanto privados quanto públicos) no mercado k , e deixe D_m^k ser definido como antes. A função lucro agora tem a seguinte forma:

$$\pi(S_k, N^k) = S_k \times \left(\alpha_1 + \sum_{m=1}^{N^k} D_m^k \alpha_m + \eta X_k \right) - \sum_{m=1}^{N^k} D_m^k \gamma_m + \varepsilon_k \quad (17)$$

Note que essa especificação é um pouco diferentes de (5): o número de bancos públicos não entra como variável exógena. A estratégia agora é selecionar diferentes subamostras de cidades, e inferir a diferença de efeito entre bancos públicos e privados olhando para as diferenças nos parâmetros estimados nas distintas subamostras.

A amostra será particionada em três diferentes grupos, de acordo com a estrutura de mercado. O grupo 1 é composto por cidades em que há monopólios ou duopólios privado ou cidades em que não há presença bancária; o grupo 2 é composto por cidades em que há monopólios ou duopólios públicos ou cidades em que não há presença bancária; finalmente, o grupo 3, o qual é o grupo mais próximo do experimento ideal descrito no começo do capítulo, é composto por cidades em que há monopólio público ou duopólio público-privado ou cidades em que não há presença bancária. A idéia é bem simples. Suponha que decidíssemos aleatoriamente quais cidades pertenceriam a cada grupo. Logo, diferenças no comportamento de entrada entre essas cidades seriam interpretadas como diferenças na força competitiva de cada tipo de banco. Por exemplo, se observássemos que os bancos privados esperam, em média, o mercado crescer mais quando confrontado com um competidor privado (grupo 1) do que quando confrontado com um competidor público (grupo 3), então teríamos evidência de que o efeito competitivo de bancos privados é maior do que o dos bancos públicos.

A tabela 22 mostra os resultados das estimações de (17) para os três diferentes grupos.

são: renda per capita média igual à R\$204 para cidades com um banco público e um privado e de R\$209 para cidades com duopólios privados, o que implica uma diferença média de 2,9%.

Tabela 22 Particionando a amostra

	(1)†	(2)‡	(3)§
α_1	24,77 (3,08)***	32,85 (2,59)***	31,97 (2,44)***
α_2	-10,43 (1,09)***	-13,10 (0,95)***	-12,07 (0,97)***
γ_1	1,53 (0,06)***	2,22 (0,07)***	2,24 (0,07)***
γ_2	1,16 (0,13)***	0,34 (0,09)***	0,49 (0,10)***
Renda	3,62 (0,43)***	-0,21 (0,26)	0,76 (0,23)***
Gini	-27,26 (4,94)***	-12,15 (3,91)***	-13,15 (3,73)***

Estimativas do probit ordenado do modelo (5), desvio padrão robusto em parênteses

† = amostra somente com monopólios e duopólios privados

‡ = amostra somente com monopólios e duopólios públicos

§ = amostra somente com monopólios privados e duopólios público-privado

*** = significante a 1%

** = significante a 5%

* = significante a 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo de 2000.

Existe um padrão claro nas estimações. Primeiro, os α s e os γ s continuam a ter os sinais e magnitudes esperadas, e o seu comportamento é bem similar entre subgrupos, o que sugere que olhar apenas para as estimativas dos parâmetros não é informativo. Por exemplo, bancos públicos poderiam ter um impacto significativamente menor na competição e ainda assim ter um grande impacto no lucro de outros bancos *públicos*.

Outra importante característica que se deve ter em mente é que o parâmetro α_2 sozinho em cada estimação não é comparável entre subgrupos, uma vez que a sub-amostra em cada sub-grupo é diferente, o que faz com que os parâmetros base do modelo (α_1 e γ_1) sejam diferentes em cada sub-amostra. Portanto, o importante a olhar em cada estimação é qual é o efeito competitivo (α_2) comparado com o lucro de monopólio em cada estimação, que poderia ser representado pela diferença entre α_1 multiplicado pelo tamanho de mercado médio da sub-amostra e γ_1 .

Pelas razões acima apresentadas, as escalas mínimas de eficiência reportadas na tabela 23, por estarem na mesma unidade de medida entre sub-amostras, são mais informativas para se comparar os efeitos competitivos entre diferentes sub-amostras. A tabela 24 mostra os respectivos testes de hipóteses baseados nas escalas da tabela 23.

Tabela 23 Escalas mínimas de eficiência de duopólio, particionando a amostra*

Painel A: Somente monopólios e duopólios privados††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,10	0,08
s_2	0,32	0,14
s_2/s_1	3,04	1,82
Painel B: Somente monopólios e duopólios públicos†††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,09	0,08
s_2	0,10	0,10
s_2/s_1	1,18	1,15
Painel C: Monopólios públicos e duopólios público-privado††††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,09	0,08
s_2	0,10	0,09
s_2/s_1	1,16	1,09

* s_i - escala mínima com i bancos.
† = Escalas mínimas avaliadas nas médias da renda per capita e do índice de Gini para o grupo de cidades em questão.
‡ = Escalas mínimas avaliadas na média geral da renda per capita e do índice de Gini.
†† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da tabela 18, coluna (1)
††† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da tabela 18, coluna (2)
†††† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da tabela 18, coluna (3)

Tabela 24 Testes de hipótese de duopólios, particionando a amostra‡

Hipótese nula: H_0	Amostra	Estatística χ^2
$s_1 = s_2$	Somente monopólios e duopólios privados	73,4***
	Somente monopólios e duopólios públicos	1,19
	Somente monopólios públicos e duopólios público-privado	1,45

$$\ddagger \text{ Estatística de Wald: } N \left[g(\hat{\theta}_i) \right] \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \right]_{\zeta_i}^{-1} \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \right]_{\zeta_i} \left[g(\hat{\theta}_i) \right]^{-\chi^2(l)}$$

, onde $g()$ é uma função não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

* rejeita a hipótese nula a 10% de significância.

** rejeita a hipótese nula a 5% de significância.

*** rejeita a hipótese nula a 1% de significância.

A diferença entre sub-amostras se torna absolutamente clara na tabela 23.

Comece do painel A, e considere o primeiro conjunto de números (sob o título médias amostrais). Quando o mundo é composto apenas por bancos privados, a relação entre tamanho de mercado e número de competidores é como esperada: duopólios privados são, na média, mais do que três vezes maiores do que os

monopólios privados. Além disso, a tabela 24, primeira linha, mostra que essa diferença é estatisticamente significativa. Esse número implica duas coisas: bancos privados são guiados pela regra de decisão (3), e o segundo competidor tem um forte efeito sobre a conduta. Considere agora o painel B: quando apenas cidades com bancos públicos são consideradas o mesmo tipo de comportamento não se verifica. Apesar de o duopólio público ser 18% maior do que o monopólio público, essa diferença não é estatisticamente significativa como mostra a segunda linha da tabela 24. Isso implica que ou os bancos públicos não baseiam sua decisão em (3) ou que seu efeito competitivo é muito limitado. Mais interessante ainda é considerar o painel C. Apesar de duopólios público-privado serem 16% maiores do que monopólios públicos, tal diferença não é significativa em termos estatísticos como mostra a terceira linha da tabela 24. A interpretação, em contraste com a do painel A, é a de que quando um banco privado é confrontado com a possibilidade de competir com um banco público, ele espera, em termos pontuais, o mercado crescer 16%. Na verdade, em termos estatísticos, bancos privados não esperariam o mercado crescer na presença de bancos públicos. Quando a possibilidade envolve a competição com um banco privado, o entrante privado espera o mercado crescer em mais do que três vezes o seu tamanho de monopólio. Isso corrobora as evidências anteriores que sugeriam que bancos privados são mais pró-competitivos do que bancos públicos.

2.4.2.1.

Robustez 1: homogeneizando a amostra

Um problema potencial para a interpretação dos resultados nas tabelas 22-24 é a de que a localização de bancos públicos e privados não seja aleatória como nós gostaríamos que fosse. Logo, as sub-amostras de cidades que têm apenas bancos privados poderiam ser sistematicamente diferentes em dimensões pertinentes aos lucros bancários. Nessa subseção nós checamos se os resultados são robustos a um processo de homogeneização da amostra.

A primeira questão importante é o que explica a presença de bancos públicos e privados em nossa amostra. Para responder a essa pergunta parcialmente, estimou-se um modelo *Logit* relacionando características das cidades e a presença (ou não) de bancos públicos. A tabela 25 mostra os resultados.

Tabela 25 Regressões *Logit* §

	Amostra de monopólios†	Amostra de duopólios‡
	Variável dependente = 1, se o monopolista é público	Variável dependente = 1, se o duopolista é público
	Coefficiente	Coefficiente
Produto	-3,00E-06 (1,00E-06)***	-2,00E-06 (2,00E-06)
População	9,00E-05 (1,00E-06)***	6,00E-05 (4,00E-06)
Índice de Gini	-0,97 (1,45)	-2,02 (3,74)
Taxa de analfabetismo	-0,03 (0,04)	0,001 (0,03)
Dummy região nordeste	1,48 (0,27)***	1,35 (1,29)
% em produto agrícola	1,13 (0,47)**	0,91 (1,36)
Privatização	-2,42 (0,16)***	-3,88 (1,03)***
Densidade demográfica	2,00E-03 (2,00E-03)	5,00E-05 (4,00E-04)
Distância	-0,01 (4E-03)***	0,06 (0,04)
Constante	1,39 (0,81)	4,76 (2,21)**
# de observações	1334	559

§ Desvio padrão robusto em parênteses

† = Amostra de cidades cuja estrutura de mercado é monopólio.

‡ = Amostra de cidades cuja estrutura de mercado é o duopólio, privado-privado, público-público e público-privado.

*** = significante a 1%

** = significante a 5%

* = significante a 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo de 2000.

Na primeira coluna, a amostra é composta de monopólios, e a variável dependente é uma *dummy* para monopólios públicos (em oposição aos privados). Dado que a estrutura de mercado é um monopólio, a chance se ser um monopólio público aumenta se a cidade se localiza no nordeste, se a cidade se localiza em um estado em que um banco público estadual tenha sido privatizado, com a importância do produto rural na cidade e com o tamanho da cidade e diminui com o produto bruto da cidade. As duas últimas evidências já haviam sido sugeridas pela inspeção da tabela 2. A importância do produto rural é uma peculiaridade do Brasil: o Banco do Brasil, por razões políticas, tem uma propensão maior (possivelmente maior do que razões econômicas *per se* justificariam) a conceder financiamentos rurais.

Privatização é um importante fator, o que não é surpreendente. De uma amostra total de 4962 cidades, 13% são monopólios privados e 0,8% são duopólios privados. Do total de monopólios privados, 76,6% estão na região sul ou sudeste e 88% em um estado no qual um banco público estadual foi privatizado

até o final do ano 2000. Para os duopólios privados as estatísticas são ainda mais definitivas: dos 41 duopólios privados da amostra, 39 (95%) estão na região sul ou sudeste²⁹. Em novembro de 2000, o banco Santander comprou o banco público estadual operado pelo estado de São Paulo³⁰, BANESPA, um dos maiores bancos do Brasil, pagando um prêmio muito alto, presumivelmente para recrutar uma base de clientes lucrativa de funcionários públicos da classe média e média alta³¹. Em todas as cidades aonde o BANESPA operava continuava a ser servida pelo Santander em dezembro de 2001, aproximadamente 13 meses após a privatização. Isso nos dá a confiança de que a presença do Santander nos mercados locais é guiada pela busca dos lucros e não porque uma estratégia de saída de mercado fosse uma opção descartada por ser tardia³². Dos 41 duopólios privados em nossa amostra, 16 foram gerados pela privatização do BANESPA³³.

Finalmente, a presença de bancos públicos na região nordeste é explicada pela estratégia política do governo federal nos últimos anos do governo militar³⁴.

Quando olhamos para a segunda coluna da tabela 21, vemos que a presença de bancos públicos em duopólios parece ser muito mais aleatória, relacionada apenas com a privatização de bancos públicos estaduais.

A tabela 25 sugere que potencialmente pode haver significantes diferenças entre cidades nas quais bancos públicos e privados operam, especialmente monopólios. Logo, é importante tentar homogeneizar a amostra de alguma forma. A própria tabela 25 já nos dá uma forma fácil de homogeneização. Dado que a privatização foi mais importante nas regiões sul e sudeste (veja a análise acima), e

²⁹ Nós não fizemos o cheque de robustez para um único estado, pois não tínhamos o número suficiente de observações para duopólios privados.

³⁰ Os outros estados que tiveram bancos públicos privatizados foram: Rio de Janeiro em junho de 1997, Minas Gerais em setembro de 1998 e Paraná em outubro de 2000. Para os estados do Rio de Janeiro e Minas Gerais já consideramos que a posição de 2000 já era uma boa medida da decisão de saída das instituições que compraram os bancos estaduais.

³¹ O preço pago pela compra do BANESPA foi de R\$7,05 bilhões, o que equivalia a mais de três vezes o patrimônio líquido do BANESPA. No momento da compra o número de agências do BANESPA era de 578. Além da base de clientes, esse grande número de agências justificava o alto preço pago pelo Santander, pois desse modo o Santander poderia entrar no mercado do estado mais rico do Brasil de forma relativamente barata.

³² Na verdade, três anos depois da privatização o Santander ainda servia as mesmas cidades.

³³ Outra privatização que gerou significativo número de duopólios privados foi a do banco do estado do Paraná (BANESTADO) em outubro de 2000, que gerou 14 duopólios privados em nossa amostra. Para esse estado, utilizamos o mesmo tratamento do estado de São Paulo olhando para o número de agências da instituição privatizada em cada cidade em dezembro de 2001.

³⁴ Antecipando dificuldades políticas em áreas urbanas mais politizadas e educadas, o regime militar, durante a inevitável transição para a democracia, escolheu favorecer os lugares rurais, mais

o Banco do Brasil tem importante presença na região nordeste, primeiro iremos restringir as três sub-amostras à cidades que pertencem a região sul ou sudeste. Além das vantagens acima mencionadas, essa estratégia tem a vantagem de homogeneizar a amostra em outras dimensões, na medida em que as regiões sul e sudeste são as regiões mais homogêneas do país. A tabela 26 apresenta os resultados e a tabela 27 os testes de hipótese correspondentes.

Tabela 26 Escala mínima de eficiência de duopólios, regiões sul e sudeste*

Painel A: Somente monopólios e duopólios privados		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,06	0,08
s_2	0,10	0,12
s_2/s_1	1,55	1,61
Painel B: Somente monopólios e duopólios públicos		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,08	0,08
s_2	0,07	0,07
s_2/s_1	0,92	0,93
Painel C: Somente monopólios públicos e duopólios público-privado		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,08	0,08
s_2	0,08	0,08
s_2/s_1	1,02	1,03

* s_i - escala mínima com i bancos. Escala mínima calculada com estimativas dos mesmos modelos da tabela 9, exceto que a amostra é restrita as regiões sul-sudeste.

† = Escalas mínimas avaliadas nas médias da renda per capita e índice de Gini para o grupo de cidades em questão.

‡ = Escalas mínimas avaliadas nas médias gerais de renda per capita e índice de Gini.

Tabela 27 Testes de hipótese de duopólios, regiões sul e sudeste‡

Hipótese nula: H_0	Amostra	Estatística χ^2
$s_1 = s_2$	Somente monopólios e duopólios privados	6,85***
	Somente monopólios e duopólios públicos	0,33
	Somente monopólios públicos e duopólios público-privado	0,02

‡ Estatística de Wald: $N \left[g(\hat{\theta}) \right] \left[\frac{\partial g(\hat{\theta})}{\partial \theta} \right]_{\theta=\hat{\theta}}^{-1} \zeta^{-1} \left[\frac{\partial g(\hat{\theta})}{\partial \theta} \right]_{\theta=\hat{\theta}} \left[g(\hat{\theta}) \right] - \chi^2(1)$

, onde $g()$ é uma função não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

* rejeita a hipótese nula a 10% de significância.

** rejeita a hipótese nula a 5 de significância.

*** rejeita a hipótese nula a 1% de significância.

Inspeção das tabelas 26 e 27 mostram que os resultados são, em termos relativos, muito similares aqueles das tabelas 23 e 24, o que sugere que a heterogeneidade entre cidades não é o fator que leva aos resultados das tabelas 23

pobres, onde se poderia estabelecer uma base de apoio político mais sólida. Isso poderia justificar a grande presença do Banco do Brasil na região nordeste.

e 24. Porém, podemos homogeneizar a amostra de uma maneira mais sistemática. Crump, Hotz, Imbens e Mitnik (2007) propõem um método para lidar com a heterogeneidade de grupos de tratamento e controle quando estimando efeitos médios de tratamento. Nós adaptamos tal procedimento para o *framework* de BR.

O procedimento consiste em estimar a probabilidade que uma observação pertença a um grupo (o *propensity score*), comumente chamado de grupo de tratamento, como função de variáveis explicativas observáveis. Então, a amostra é selecionada: algumas observações são excluídas por terem *propensity score* muito altos ou baixos. A idéia é que, excluindo extremos, os dados remanescentes teriam possibilidades similares de ser parte de um grupo (de tratamento) ou de outro (de controle). No nosso caso, queremos selecionar daquelas cidades que só têm bancos privados, aquelas que, dadas as variáveis observáveis, também têm uma chance justa de ter um banco público, e vice-versa (cidades com bancos públicos com características mais próximas daquelas que têm apenas bancos privados). O experimento ideal seria selecionar uma cidade de forma aleatória e comparar a mesma cidade com e sem banco público, para se medir o efeito do “tratamento” presença de banco público. Nesse caso, todas as cidades teriam 50% de chance de ter somente bancos privados. A nossa seleção de amostra baseada no *propensity score* emula esse experimento ideal.

O procedimento é o seguinte: em um primeiro estágio, usamos os dois modelos *Logit* estimados na tabela 25 para encontrar as probabilidades de um monopólio ser público, e a de um duopólio conter ao menos um banco público. A amostra então é selecionada excluindo as cidades com os maiores $t\%$ e os menores $t\%$ *propensity scores*. Nós estimamos o modelo (5) excluindo $t=5\%$ e $t=10\%$. A escolha de t envolve um *trade-off*. Gostaríamos de fazer uma seleção que fosse o mais rigorosa possível. Porém, têm-se poucas observações de cidades que têm apenas bancos privados. As tabelas 28 e 29 mostram os resultados para a seleção baseada em um corte de 5% e as tabelas 30 e 31 mostram os resultados para a seleção baseada em um corte de 10%.

Tabela 28 Escala mínima de eficiência de duopólios, corte de 5% da amostra

Painel A: Somente monopólios e duopólios privados††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,10	0,08
s_2	0,21	0,12
s_2/s_1	2,03	1,54
Painel B: Somente monopólios e duopólios públicos†††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,09	0,08
s_2	0,08	0,08
s_2/s_1	0,91	1,00
Painel C: Somente monopólios públicos e duopólios público-privado††††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,09	0,09
s_2	0,09	0,09
s_2/s_1	1,00	1,00

* s_i - escala mínima com i bancos.

† = Escalas mínimas avaliadas nas médias da renda per capita e índice de Gini para o grupo de cidades em questão.

‡ = Escalas mínimas avaliadas nas médias gerais de renda per capita e índice de Gini.

†† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da equação 5, mas com a amostra restrita aquelas cidades cujas probabilidades previstas (scores) são maiores do que o percentil 5% e menores do que o percentil 95%, da tabela 12 e cujas estruturas de mercado são monopólios ou duopólios privados.

††† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da equação 5, mas com a amostra restrita aquelas cidades cujas probabilidades previstas (scores) são maiores do que o percentil 5% e menores do que o percentil 95%, da tabela 12 e cujas estruturas de mercado são monopólios ou duopólios públicos.

†††† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da equação 5, mas com a amostra restrita aquelas cidades cujas probabilidades previstas (scores) são maiores do que o percentil 5% e menores do que o percentil 95%, da tabela 12 e cujas estruturas de mercado são monopólios públicos ou duopólios público-privado.

Tabela 29 Testes de hipótese, duopólios com corte de 5% da amostra

Hipótese nula: H_0	Amostra	Estatística χ^2
$s_1 = s_2$	Somente monopólios e duopólios privados	35,81***
	Somente monopólios e duopólios públicos	0,8
	Somente monopólios públicos e duopólios público-privado	0,07

‡ Estatística de Wald: $N \left[\frac{\partial g(\hat{\theta})}{\partial \theta} \right] \left[\frac{\partial^2 g(\hat{\theta})}{\partial \theta^2} \right]^{-1} \left[\frac{\partial g(\hat{\theta})}{\partial \theta} \right] \left[\frac{\partial g(\hat{\theta})}{\partial \theta} \right]^{-1} \chi^2(1)$

, onde $g(\theta)$ é uma função não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

* rejeita a hipótese nula a 10% de significância.

** rejeita a hipótese nula a 5 de significância.

*** rejeita a hipótese nula a 1% de significância.

Tabela 30 Escala mínima de eficiência de duopólios, corte de 10% da amostra

Painel A: Somente monopólios e duopólios privados††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,10	0,08
s_2	0,22	0,12
s_2/s_1	2,11	1,55
Painel B: Somente monopólios e duopólios públicos†††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,09	0,09
s_2	0,08	0,08
s_2/s_1	0,89	0,89
Painel C: Somente monopólios públicos e duopólios público-privado††††		
	Médias amostrais†	Valores fixos‡
s_1	0,09	0,09
s_2	0,09	0,09
s_2/s_1	1,00	1,00

* s_i - escala mínima com i bancos.

† = Escalas mínimas avaliadas nas médias da renda per capita e índice de Gini para o grupo de cidades em questão.

‡ = Escalas mínimas avaliadas nas médias gerais de renda per capita e índice de Gini.

†† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da equação 5, mas com a amostra restrita aquelas cidades cujas probabilidades previstas (*scores*) são maiores do que o percentil 10% e menores do que o percentil 90%, da tabela 12 e cujas estruturas de mercado são monopólios ou duopólios privados.

††† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da equação 5, mas com a amostra restrita aquelas cidades cujas probabilidades previstas (*scores*) são maiores do que o percentil 10% e menores do que o percentil 90%, da tabela 12 e cujas estruturas de mercado são monopólios ou duopólios públicos.

†††† = Escalas mínimas calculadas com estimativas da equação 5, mas com a amostra restrita aquelas cidades cujas probabilidades previstas (*scores*) são maiores do que o percentil 10% e menores do que o percentil 90%, da tabela 12 e cujas estruturas de mercado são monopólios públicos ou duopólios público-privado.

Tabela 31 Testes de hipótese, duopólios com corte de 10% da amostra

Hipótese nula: H_0	Amostra	Estatística χ^2
$s_1 = s_2$	Somente monopólios e duopólios privados	22,84***
	Somente monopólios e duopólios públicos	0,81
	Somente monopólios públicos e duopólios público-privado	0,01

‡ Estatística de Wald: $N \left[g(\hat{\alpha}) \right] \left[\frac{\partial g(\hat{\alpha})}{\partial \theta} \right] \zeta^{-1} \left[\frac{\partial g(\hat{\alpha})}{\partial \theta} \right] \left[g(\hat{\alpha}) \right] - \chi^2(1)$

, onde $g(\cdot)$ é uma função não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

* rejeita a hipótese nula a 10% de significância.

** rejeita a hipótese nula a 5 de significância.

*** rejeita a hipótese nula a 1% de significância.

Os resultados, mais uma vez, são muito similares aos que foram previamente reportados, ou seja, duopólios privados são significativamente maiores do que monopólios, enquanto que duopólios públicos ou duopólios público-privado não são significativamente diferentes de monopólios.

2.5. A diferenciação é importante?

Tendo mostrado uma evidência amplamente robusta de que bancos privados têm maiores efeitos competitivos do que bancos públicos, nessa seção avalia-se se a diferenciação de produto em uma determinada direção, nominalmente crédito ao setor rural e imobiliário, racionaliza essa diferença competitiva entre bancos públicos e privados.

Nós aproveitamos o fato de que os bancos públicos se especializam nesses dois tipos de crédito, o rural e o imobiliário. O Banco do Brasil é o principal provedor de crédito rural no país. Por obrigação legal, a Caixa Econômica Federal é obrigada a direcionar a maior parte de seus recursos para o mercado de hipotecas imobiliárias, e é o banco dominante nesse setor.

Mais especificamente, nós usaremos o total de crédito rural e imobiliário no nível da cidade dividido pelo seu PIB como uma medida da importância da diferenciação em mercados locais. A idéia é simples. Em locais aonde o total de crédito rural e imobiliário é importante, bancos públicos são mais prováveis de se posicionarem em diferentes segmentos do mercado e, conseqüentemente, a competição é aliviada pela diferenciação de produto.

A tabela 32 mostra as estatísticas descritivas do total de crédito rural e imobiliário por estrutura de mercado (tipo de banco).

Tabela 32 Total de crédito rural e imobiliário dividido pelo PIB (%)

# bancos privados	# bancos públicos	# obs	Média	Desvio Padrão
1	0	644	0,8	2,1
0	1	690	4,3	9,6
2	0	41	3,0	6,8
0	2	241	11,5	16,7
1	1	277	9,4	11,6

Fonte: Banco Central do Brasil (número de bancos e total do crédito rural e imobiliário) e IBGE (PIB no nível municipal). Número de bancos é a quantidade de diferentes bancos em cada cidade. O total de crédito rural e imobiliário vem de uma base de dados chamada Estban (documento número 4500, estatísticas bancárias mensais).

A tabela 32 mostra que a presença de bancos públicos e privados na verdade se correlaciona fortemente com a quantidade de crédito rural e imobiliário. Enquanto em monopólios públicos, o total de crédito rural e imobiliário é, em

média, 4,3% do PIB, em monopólios privados esse número é de apenas 0,8%. Um padrão similar ocorre nos duopólios.

Dada a grande diferença entre bancos públicos e privados nessa dimensão, é interessante avaliar se os efeitos competitivos de bancos públicos dependem da importância do crédito rural e imobiliário nos mercados locais. Em particular, se bancos públicos tendem a ser “menos competitivos” em mercados locais cujos setores rural e imobiliário são importantes, então diferenciação é um importante fator diminuindo o efeito competitivo dos bancos públicos.

O procedimento é o seguinte. Primeiro, após termos excluído as cidades sem crédito rural e imobiliário, ordenamos as cidades restantes de acordo com o total de crédito rural e imobiliário dividido pelo PIB. Depois disso, removemos da amostra as cidades que têm os 5%, 10%, 25% e 50% maiores valores de crédito rural e imobiliário e que ao mesmo tempo tenham ao menos um banco público servindo o mercado³⁵. Finalmente, estimamos o modelo (5) para todas essas sub-amostras. Os resultados encontram-se na tabela 33.

Tabela 33 Testando a diferenciação: selecionando a amostra de acordo com o total de crédito rural e imobiliário sobre o PIB

	Toda a amostra	95% menores	90% menores	75% menores	50% menores
α_1	12,99 (0,6)***	13,15 (0,6)***	13,07 (0,66)***	13,23 (0,78)***	13,66 (1,13)***
α_2	-3,73 (0,1)***	-3,66 (0,1)***	-3,65 (0,11)***	-3,67 (0,12)***	-3,56 (0,17)***
α_3	-2,34 (0,12)***	-2,28 (0,12)***	-2,22 (0,13)***	-2,24 (0,15)***	-2,36 (0,21)***
α_4	-1,35 (0,09)***	-1,37 (0,09)***	-1,37 (0,1)***	-1,35 (0,11)***	-1,25 (0,15)***
α_5	-0,63 (0,07)***	-0,64 (0,07)***	-0,64 (0,07)***	-0,67 (0,08)***	-0,61 (0,12)***
γ_1	1,20 (0,03)***	1,21 (0,03)***	1,21 (0,03)***	1,22 (0,03)***	1,26 (0,03)***
γ_2	0,93 (0,04)***	0,96 (0,04)***	0,98 (0,04)***	1,04 (0,04)***	1,18 (0,05)***
γ_3	0,32 (0,04)***	0,34 (0,04)***	0,33 (0,04)***	0,34 (0,05)***	0,42 (0,07)***
γ_4	0,24 (0,05)***	0,23 (0,05)***	0,23 (0,05)***	0,23 (0,06)***	0,16 (0,09)*
γ_5	0,26 (0,06)***	0,29 (0,06)***	0,32 (0,07)***	0,22 (0,08)**	0,10 (0,12)
β	-0,40 (0,05)***	-0,41 (0,05)***	-0,43 (0,05)***	-0,49 (0,07)***	-0,65 (0,11)***
Income	0,54 (0,06)***	0,5 (0,06)***	0,6 (0,07)***	0,6 (0,08)***	0,47 (0,11)***
Gini	-5,72 (0,88)***	-6,0 (0,88)***	-5,9 (0,96)***	-6,3 (1,12)***	-6,16 (1,62)***
s_{11}/s_{10}	0,92	0,93	0,94	0,97	1,03

Estimativas do Probit ordenado do modelo (5), retirando as cidades com 5%, 10%,25% e 50% maiores valores de crédito rural e imobiliário sobre PIB, respectivamente; desvio padrão robusto em parênteses

*** = significante a 1%

** = significante a 5%

* = significante a 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo 2000.

A primeira coluna traz as estimativas com a amostra completa; a segunda coluna as estimativas somente com cidades abaixo do percentil 95% da distribuição amostral do total do crédito rural e imobiliário, e assim sucessivamente. O parâmetro relacionado ao efeito competitivo de bancos públicos, β , aumenta monotonicamente quando se desconsidera cidades com alto nível do total de crédito rural e imobiliário sobre o PIB. O coeficiente β é estimado em -0,41 com a amostra completa, alcançando o valor de -0,65 com o corte dos 50% maiores valores (última coluna da tabela 29), um aumento de 62,5% em termos absolutos.

A última linha da tabela 33 mostra como o efeito competitivo da presença do primeiro banco público se comporta nas estimações através da razão entre a

³⁵ A condição de ter ao menos um banco público é irrelevante para os nossos propósitos. Por exemplo, das 232 cidades ordenadas com os 10% maiores crédito rural e imobiliário sobre PIB, somente duas não tinham ao menos um banco público servindo o mercado.

escala mínima do duopólio público-privado e a escala mínima do monopólio privado. Podemos notar que conforme nos movemos da coluna das estimações com a amostra completa para as colunas com os cortes amostrais, a razão entre as escalas mínimas de eficiência (s_{11}/s_{10}) cresce monotonicamente. No limite, com a exclusão das cidades acima da mediana da distribuição do crédito rural e imobiliário sobre o PIB, a escala mínima de eficiência do duopólio público-privado é 3% *maior* do que do monopólio privado, enquanto que com a amostra completa a escala mínima do duopólio público-privado era 8% *menor* do que a escala mínima do monopólio privado.

Apesar de não testarmos estatisticamente as diferenças das estimativas entre amostras, as estimativas pontuais sugerem que a segmentação do mercado de crédito é um importante fator explicando nossos resultados. Contudo, a diferença estimada do efeito competitivo dos bancos públicos entre as amostras não é grande o suficiente para tornar os bancos públicos tão competitivos quanto os privados. Comparando a última coluna da tabela 33 com a primeira, o aumento, em termos absolutos, no valor estimado de β foi de 0,25. Porém, o valor absoluto da diferença entre o efeito competitivo do primeiro banco privado e do primeiro banco público é muito maior: 3,33 na estimação com a amostra completa (primeira coluna da tabela 29) e 2,91 na estimação excluindo as cidades com crédito rural e imobiliário maior do que a mediana (última coluna da tabela 29). Outra forma de interpretar os resultados é a seguinte: poderíamos explicar 12,6% da diferença observada entre os efeitos competitivos do primeiro banco privado e do primeiro banco público pela diferenciação de produto ligada ao crédito rural e imobiliário. Portanto, há algum outro fator por trás desses resultados explicando a diferença entre bancos públicos e privados, provavelmente fatores ligados a diferenças de custos e outras formas de diferenciação de produto.

2.6. Equilíbrios múltiplos

Nessa subseção analisamos a questão da multiplicidade. Em nossos modelos da seção 2.4. assumimos que a presença de bancos públicos era exógena, e implicitamente assumimos que potenciais bancos privados diferentes eram homogêneos, ou seja, tinham exatamente a mesma função lucro. Dessa forma, a multiplicidade de equilíbrios não era um problema, uma vez que um mercado no qual estavam presentes Bradesco e Banco do Brasil era idêntico a um mercado no

qual a estavam presentes Itaú e Caixa Econômica Federal. Em nossos modelos nas seções 2.5. assumimos que os potenciais bancos entrantes em uma determinada amostra eram homogêneos, tendo exatamente a mesma função lucro independentemente do fato de serem públicos ou privados. Nesse caso, inferimos sobre as diferenças entre as firmas utilizando cortes amostrais e comparando as estimações entre essas amostras. Porém, como no caso anterior, a questão da multiplicidade não era um problema, uma vez que para uma determinada amostra a identidade do banco presente no mercado não importava.

Nesta seção relaxaremos a hipótese de homogeneidade entre bancos públicos e privados. A idéia é estimarmos um modelo no qual ao mesmo tempo a presença do banco público seja endógena, no sentido do banco público decidir se entra ou não em determinada cidade utilizando critérios parecidos, mas não necessariamente iguais, aos dos bancos privados, e permitindo que o efeito competitivo de bancos públicos e privados seja diferente.

Quando permitimos esse tipo de heterogeneidade nos nossos modelos, temos que lidar com a questão da multiplicidade. Para determinados valores dos choques não observados atingindo cada tipo de banco (público ou privado), mais de uma estrutura de mercado pode ser racionalizada em equilíbrio. Nesse caso, temos que dar algum peso para cada possível resultado nessas regiões de multiplicidade, de modo a evitar que as probabilidades somem mais de um.

Por que é importante lidar com a multiplicidade? Permitir a heterogeneidade entre bancos públicos e privados nos possibilita estimar a diferença de efeito competitivo entre bancos públicos e privados sem recorrer às hipóteses de exogeneidade da presença de bancos públicos e da própria homogeneidade entre bancos públicos e privados.

O custo dessa estratégia é a imposição de uma maior estrutura nos resíduos das funções lucro do modelo (bancos públicos e privados). Essa imposição é necessária para que a construção da verossimilhança do modelo seja factível. Além disso, é necessário que limitemos a análise a mercados com poucos potenciais entrantes, pois a complexidade computacional do cálculo dos equilíbrios cresce exponencialmente com o número de potenciais entrantes no modelo. Dessa forma, nessa seção limitamos a análise a mercados em que o número máximo de potenciais entrantes privados é igual a dois e o número

máximo de potenciais entrantes públicos é igual a um. Esse é o menor número de potenciais entrantes que nos permite inferir todos os efeitos relevantes.

Nosso modelo será composto pelas funções lucro dos bancos públicos e dos bancos privados. Definimos essas funções de acordo com as equações (18) e (19) abaixo.

$$\pi_k^{pub} (S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \left(\alpha_1^{pub} D_{1k}^{pub} + \alpha_2^{pub} D_{1k}^{pri} + \alpha_3^{pub} D_{2k}^{pri} + \eta_{pub} X_k \right) - \gamma_1^{pub} D_{1k}^{pub} - \gamma_2^{pub} D_{1k}^{pri} - \gamma_3^{pub} D_{2k}^{pri} + \varepsilon_k^{pub} \quad (18)$$

$$\pi_k^{pri} (S_k, N_{pri}^k, N_{pub}^k) = S_k \left(\alpha_1^{pri} D_{1k}^{pri} + \alpha_2^{pri} D_{1k}^{pub} + \alpha_3^{pri} D_{2k}^{pri} + \eta_{pri} X_k \right) - \gamma_1^{pri} D_{1k}^{pri} - \gamma_2^{pri} D_{1k}^{pub} - \gamma_3^{pri} D_{2k}^{pri} + \varepsilon_k^{pri} \quad (19)$$

Os termos das equações acima são definidos da seguinte forma:

$D_{1k}^{pub} = 1$, se o número de bancos públicos na cidade k é igual a 1.

$D_{1k}^{pub} = 0$, caso contrário.

$D_{1k}^{pri} = 1$, se o número de bancos privados na cidade k é igual a 1 ou 2.

$D_{1k}^{pri} = 0$, caso contrário.

$D_{2k}^{pri} = 1$, se o número de bancos privados na cidade k é igual a 2.

$D_{2k}^{pri} = 0$, caso contrário.

No modelo acima α_2^{pub} é o efeito competitivo da presença do primeiro banco privado no lucro variável do banco público, α_3^{pub} é o efeito competitivo da presença do segundo banco privado no lucro variável do banco público, α_2^{pri} é o efeito competitivo da presença do banco público no lucro variável do banco privado e α_3^{pri} é o efeito competitivo da presença do banco privado no lucro variável do banco privado. Os γ 's têm interpretação análoga para os custos fixos bancários. É importante notar que nas equações (18) e (19), é permitido que as características locais afetem bancos públicos e privados de modo diferente. Por exemplo, os lucros variáveis de bancos públicos e privados podem ter diferentes sensibilidades à renda per capita. Como bancos públicos podem ter maior propensão a entrar em mercados mais pobres, não é necessariamente verdade que o “lucro” dos bancos públicos seja crescente na renda per capita.

Formalmente, as principais hipóteses necessárias para se estimar conjuntamente essas duas equações são:

Hipótese 2.6.1 Os termos de erro dos bancos públicos e privados, ε_k^{pub} e ε_k^{pri} , em cada cidade k são independentes.

Hipótese 2.6.2 As probabilidades dos resultados nas regiões de multiplicidade são constantes entre cidades.

Hipótese 2.6.3 Dois entrantes potenciais de mesmo tipo, público ou privado, tem o mesmo lucro em cada cidade k .

Hipótese 2.6.4 Lucros são funções decrescentes do número de competidores, não importa o tipo.

A hipótese 2.6.1 significa que não existem choques comuns para esses dois tipos de bancos no nível da cidade. . A hipótese 2.6.2 é feita em função de tratabilidade computacional. Ela diz que as probabilidades nas regiões de multiplicidade não são variáveis aleatórias.³⁶ A hipótese 2.6.3 significa que o mesmo tipo de banco tem os mesmos efeitos competitivos. Em outras palavras, SANTANDER e ITAÚ têm o mesmo impacto no lucro do BRADESCO, o qual é diferente do impacto do BB. A hipótese 2.6.4 é análoga às hipóteses de ordenamento do *Probit* ordenado. A partir das hipóteses acima, montamos a função de verossimilhança que será minimizada na estimação dos parâmetros do modelo.

As tabelas 34 e 35 mostram os parâmetros estimados das equações 18 e 19 baseados nas hipóteses 2.6.1 a 2.6.4.

Tabela 34 Equilíbrios múltiplos, parâmetros do lucro dos bancos privados

Equilíbrios múltiplos Bancos privados	
α_1^{pri}	14,11 (1,57)***
α_2^{pri}	-7,E-05 (0,99)
α_3^{pri}	-2,16 (0,5)***
γ_1^{pri}	1,28 (0,06)***
γ_2^{pri}	-9,E-08 (0,11)
γ_3^{pri}	1,27 (0,09)***
Income	1,6 (0,14)***
Gini	-14,7 (2,36)***

Estimativas da equação (18), desvios padrão robustos em parênteses

*** = significante a 1%

** = significante a 5%

* = significante a 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo 2000.

³⁶ Como dito anteriormente há uma grande literatura tratando das questões de multiplicidade. Ciliberto e Tamer (2006) é um bom exemplo aonde não se assume que as probabilidades nas regiões de multiplicidade são constantes.

Tabela 35 Equilíbrios múltiplos, parâmetros dos bancos públicos

	Equilíbrios múltiplos Bancos públicos
α_1^{pub}	22,86 (2,03)***
α_2^{pub}	-10,65 (1,13)***
α_3^{pub}	1,E-06 (0,58)
γ_1^{pub}	2,06 (0,05)***
γ_2^{pub}	-4,E-02 (0,15)
γ_3^{pub}	1,E-06 (0,11)
Income	-0,17 (0,23)
Gini	-0,42 (3,26)

Estimativas da equação (19), desvios padrão robustos em parênteses

*** = significante a 1%

** = significante a 5%

* = significante a 10%

Fonte: Banco Central do Brasil e Censo 2000.

Os resultados das tabelas 34 e 35 são bem interessantes. Na tabela 34, pode-se notar que similarmente aos nossos resultados anteriores, a presença de um banco privado tem um impacto adverso maior no lucro de outro banco privado (α_3^{pri}). O impacto da presença de um banco público na lucratividade de um banco privado (α_2^{pri}) não é significativo tanto do ponto de vista econômico quanto do ponto de vista estatístico. Na tabela 35, pode-se notar que a presença do primeiro banco privado (α_1^{pub}) tem efeito significativo no lucro do banco público. Outro achado interessante é o fato da renda per capita diminuir o lucro dos bancos públicos, embora essa evidência não seja estatisticamente significativa. Isso é uma evidência fraca de que bancos públicos entram nas cidades mais pobres, dado que a renda tem efeito positivo e estatisticamente significativo no lucro do banco privado.

As tabelas 36 e 37 abaixo mostram as escalas mínimas estimadas para cada tipo de banco e os respectivos testes de hipóteses para as configurações de mercado mais interessantes para os nossos propósitos.

Tabela 36 Escalas mínimas de eficiência, equilíbrios múltiplos

Bancos privados	Bancos públicos
S_{10}^{pri} 0,16	S_{01}^{pub} 0,09
S_{11}^{pri} 0,16	S_{11}^{pub} 0,17
S_{20}^{pri} 0,21	
S_{21}^{pri} 0,21	S_{21}^{pub} 0,17

* S_{ij}^{pri} - escalas mínimas de eficiência de um banco **privado** em um mercado com i bancos privados and j públicos. S_{ij}^{pub} - escalas mínimas de eficiência de um banco **público** em um mercado com i bancos privados and j públicos. Escalas mínimas calculadas a partir das estimativas das tabelas 30 e 31. Renda e sua distribuição avaliadas em suas médias na amostra utilizada.

Tabela 37 Testes de hipótese das escalas mínimas de eficiência, equilíbrios múltiplos

Hipótese nula: H_0	Estatística χ^2
$S_{20}^{pri} = S_{10}^{pri}$	44,72***
$S_{20}^{pri} = S_{11}^{pri}$	5,65**

‡ Estatística de teste de Wald: $N \left[g(\hat{\theta}_n) \right] \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}_n} \right]^{-1} \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}_n} \right] \left[g(\hat{\theta}_n) \right]$

, onde $g(\cdot)$ é a hipótese não linear sendo testada e ζ é a matriz de informação de Fischer.

* rejeita a hipótese nula a um nível de 10% de significância.

* rejeita a hipótese nula a um nível de 5% de significância.

* rejeita a hipótese nula a um nível de 1% de significância.

As escalas mínimas de eficiência seguem o mesmo padrão das nossas estimações anteriores. A escala de um duopólio privado é muito maior do que o monopólio privado. A escala mínima de um duopólio público-privado para o competidor privado é praticamente a mesma do monopólio privado. Isso significa que um banco privado enxerga um duopólio público-privado da mesma maneira que um monopólio privado.

As escalas mínimas dos bancos públicos também revelam algumas coisas interessantes. Em primeiro lugar, a escala mínima de eficiência do monopólio público é muito menor do que a do monopólio privado. Isso poderia ser interpretado como evidência de que bancos públicos entram em cidades que não são lucrativas para os bancos privados. A explicação mais plausível para isso é que os bancos públicos tenham objetivos diferentes dos bancos privados, tal como

o desenvolvimento dos mercados financeiros locais, e por isso entram em mercados que não são lucrativos para os bancos privados. Finalmente, pode-se notar que a escala mínima de um duopólio público-privado quase dobra em relação ao monopólio público.

A tabela 37 confirma estatisticamente a análise pontual que fizemos nos parágrafos anteriores. A escala do duopólio privado é significativamente maior do que a escala do monopólio privado, assim como é significativamente maior do que a escala do duopólio público-privado.

Em geral, levar em conta a multiplicidade de equilíbrios modelando separadamente o lucro de bancos públicos e privados não altera os resultados encontrados anteriormente de que o efeito competitivo dos bancos privados é maior do que o dos bancos públicos. Além disso, eles mostram que se existe algum viés nas estimativas das seções anteriores, este é o de se superestimar o efeito competitivo dos bancos públicos.

2.7. Conclusão

Neste capítulo, mediu-se a diferença do efeito competitivo entre bancos públicos e privados nos mercados locais do Brasil estendendo a metodologia de Bresnahan e Reiss (1991) para medir os efeitos da presença de competidores no mercado. Nas nossas estimações base, aonde a presença de bancos públicos é considerada exógena, achou-se que, em mercados nos quais a estrutura é um duopólio privado, a escala mínima de eficiência é mais do que 35% maior do que em cidades nas quais vigoram monopólios privados. Já a escala mínima de eficiência em duopólios com um banco público e outro privado ou não são diferentes dos monopólios privados ou mesmo são significativamente menores do que os monopólios privados. Esses resultados sugerem que, enquanto a presença de bancos privados estimula a competição, a presença de bancos públicos é, no melhor dos casos, neutra em relação à competição. Esses resultados foram robustos a inclusão de diferenças regionais, controles de demanda e custos.

No segundo procedimento, a presença de bancos públicos não é mais assumida ser exógena. Nesse caso, o *probit* ordenado é estimado para duas amostras de cidades: uma na qual só se incluem cidades servidas exclusivamente por competidores privados e outra aonde bancos públicos e privados co-existem. Os resultados corroboram os achados anteriores: bancos privados parecem ser

mais pró competitivos do que bancos públicos. Também se estudou o processo de entrada de bancos públicos mais detalhadamente em mercados concentrados para entender o que determina a presença de bancos públicos vis-à-vis a presença de bancos privados. Achou-se que algumas variáveis relacionadas com a visão desenvolvimentista da existência de bancos públicos, tal como a proporção da produção rural, ajudam a explicar porque bancos públicos entram em algumas cidades nas quais bancos privados não estão dispostos a servir. Usando esses resultados, as duas amostras foram homogeneizadas usando o procedimento proposto por Crump et al. (2006), o qual exclui cidades que são muito diferentes baseado na probabilidade de ser parte de um grupo (o *propensity score*). Combinando o método de BR para medir o efeito da presença de competidores com métodos de propensity score de homogeneização de amostras, contribui-se metodologicamente para a literatura empírica que mede efeitos de entrada. Os resultados encontrados utilizando essa metodologia estão em linha com os procedimentos anteriores (bancos públicos exógenos), e eles próprios são robustos a outro conjunto de cheques de robustez.

Também se estimou um modelo no qual se permitiu que bancos públicos e privados tivessem diferentes lucros em equilíbrio e que ao mesmo tempo as suas decisões de entrada fossem relacionadas. Neste caso, lidamos com a questão da multiplicidade de equilíbrios fazendo algumas hipóteses simplificadoras. Os resultados mostram um efeito competitivo ainda menor dos bancos públicos. Isso sugere que se existia algum viés nas estimações utilizando os dois procedimentos anteriores, ele seria na direção de superestimar o efeito competitivo de bancos públicos.

A explicação para os bancos privados serem mais pró competitivos do que bancos públicos é ainda uma questão em aberto. As previsões teóricas sobre os efeitos da presença de bancos públicos em relação a dos bancos privados são ambíguas. Por um lado, o excedente do consumidor poderia entrar na função objetivo do banco público, e isso poderia induzir a mais competição. Por outro lado, bancos públicos poderiam ter maiores custos operacionais, em função de uma baixa eficiência gerencial, e/ou em função deles servirem clientes mais custosos por questões ligadas ao desenvolvimento dos mercados financeiros locais. Nossos resultados sugerem que o segundo efeito mais do que compensa o primeiro. Além disso, o exercício que foi feito na seção 2.5 mostrou que cidades

com menor proporção de crédito rural e imobiliário têm maiores efeitos competitivos de bancos públicos, mas que a diferença entre os efeitos competitivos entre bancos públicos e privados continuava alta nessas cidades. Assim sendo, achou-se evidência de que a diferenciação dos bancos públicos ligada ao crédito rural e imobiliário importa, mas explica apenas uma pequena parte da diferença encontrada entre bancos públicos e privados.

3

Default estratégico e crédito pessoal: o experimento natural brasileiro

3.1.

Introdução

No final de 2003, o congresso brasileiro aprovou uma nova lei regulando o crédito consignado. O crédito consignado é um tipo de crédito pessoal no quais os pagamentos são deduzidos diretamente do contracheque do devedor, o que, na prática, transforma a renda futura do devedor no colateral da operação.

Antes da implementação da nova lei, somente trabalhadores, aposentados e pensionistas do setor público tinham acesso a esse tipo de crédito. A nova lei foi criada para prover esse tipo de crédito para trabalhadores do setor privado associados aos sindicatos, e pensionistas e aposentados do instituto nacional de seguridade social (INSS) ³⁷. Somente algumas instituições financeiras (aquelas que firmaram convênio com o INSS) estão aptas a prover esse tipo de empréstimo para os beneficiários do INSS.

A nova lei dá o direito dos credores receberem o pagamento do empréstimo diretamente do salário do devedor, sempre que este tenha renda suficiente para tal. Então, tal tipo de empréstimo elimina uma significativa parte do *default* estratégico, diminuindo os custos de falhas informacionais, como o *moral hazard*. A redução da probabilidade de *default* aumenta o valor esperado do empréstimo para os credores, fazendo-os mais dispostos a oferecer crédito em melhores condições.

Nosso objetivo neste capítulo é identificar o efeito médio da nova lei sobre a quantidade de crédito e taxa de juros no mercado de crédito pessoal, utilizando o fato de a nova lei poder ser interpretada como um experimento “quase natural”. Estimaremos três tipos de efeito da lei: o efeito geral da nova lei, sobre o mercado como um todo e os efeitos direto e indireto. Nesse capítulo chama-se efeito direto

³⁷ O sistema de seguridade social brasileiro, incluindo o sistema de aposentadoria do setor privado por contribuição definida, é gerenciado por essa agência governamental chamada INSS.

o impacto da nova lei nas instituições autorizadas pelo governo a oferecer o crédito consignado e o efeito indireto o impacto sobre as instituições que não estiveram aptas a oferecer tal tipo de empréstimo.

Apesar do impacto direto esperado da lei não ser ambíguo, o efeito sobre o mercado inteiro não é trivial neste caso³⁸. O efeito direto sobre as instituições aptas a ofertar o crédito consignado pode afetar as instituições que não estão aptas a ofertar tal crédito. Por exemplo, espera-se redução na taxa de juros cobrada pelas instituições aptas, mas para as não aptas a introdução do crédito consignado pode causar tanto um aumento da taxa de juros, em função de problemas de seleção adversa ou a sua redução, em função da redução da demanda por crédito dessas instituições. O mesmo problema pode ocorrer para a quantidade de novos empréstimos, para o qual se espera um aumento geral da quantidade, mas que poderia, em princípio, ser apenas uma migração de clientes de um grupo de instituições para o outro. Para resolver este problema, mede-se o efeito geral definindo como o grupo de tratamento qualquer instituição financeira que ofereça crédito pessoal. Além disso, medem-se os efeitos direto e indireto analisando dois grupos separadamente: as instituições que em algum ponto do tempo foram autorizadas a operar na modalidade crédito consignado e aquelas que em nenhum momento tiveram a oportunidade de ofertar crédito nessa nova modalidade.

O método econométrico utilizado neste artigo é o procedimento diferenças-em-diferenças. Nossa análise usa o fato que somente o crédito pessoal se beneficiou da nova lei, fazendo-o nosso grupo de tratamento. Como grupo de controle utilizam-se os empréstimos para a compra de veículos, dado que esse tipo de crédito tem características similares quando comparado com o crédito pessoal³⁹. Além disso, as características do mercado do crédito para a aquisição de automóveis fazem com que a taxa de juros cobrada nesse mercado seja bem menor do que a cobrada no mercado de crédito pessoal, tornando a possibilidade de efeito migração muito baixa para essa modalidade. Isso poderia não ser

³⁸ Ver Heckman et al. (1998).

³⁹ A similaridade entre os dois tipos de crédito advém da existência de um colateral. O crédito pessoal possui como colateral o acesso do banco a conta bancária do cliente, isto é, o banco, em princípio, pode deduzir o pagamento do empréstimo da conta do seu cliente. O crédito automotivo por sua vez possui como colateral o próprio veículo que está sendo comprado com o empréstimo. Como o tipo de colateral dos dois tipos de empréstimo é bem diferente, a possibilidade do grupo de controle ser afetado pela nova lei é muito baixa nesse caso, o que torna esse grupo de controle bem interessante.

verdade caso utilizássemos uma modalidade com taxa de juros superior ou próxima a taxa do crédito pessoal⁴⁰. Na seção empírica, mostra-se o teste de qualidade desse controle, apresentando evidências de que essa modalidade é um bom controle.

A variação ao longo do tempo e do tipo de crédito nos dá um instrumento potencial para identificar o efeito causal da nova lei sobre o mercado de crédito pessoal⁴¹.

Os resultados encontrados mostram que o efeito geral da nova lei foi de um aumento do volume de novas concessões e uma diminuição da taxa de juros cobrada na concessão de crédito pessoal, o que indica que os custos gerados por falhas informacionais são altamente significativos para o mercado de crédito pessoal. Na medida em que o aprofundamento do mercado de crédito estimula o crescimento econômico, tal reforma institucional provê um importante instrumento para o desenvolvimento da economia⁴².

Para as instituições diretamente afetadas, os mesmos resultados são observados, porém mais fortes. Já as instituições que não foram diretamente afetadas também sofreram, de alguma maneira, o efeito da lei. Porém, nesse caso estimou-se uma redução do volume de crédito pessoal, possivelmente pela migração de clientes dessas instituições financeiras para aquelas aptas a oferecer o

⁴⁰ Costa e De Mello (2005) usam uma estratégia de identificação similar.

⁴¹ Rodrigues et al. (2006) também utilizam uma estratégia de identificação semelhante para medir um efeito um pouco distinto do proposto neste capítulo. A base de dados desses autores tem informações desagregadas por tomador de crédito e lá o crédito consignado está separado do CDC (crédito direto ao consumidor), que os autores chamam de crédito pessoal, que é diferente do que chamamos de crédito pessoal neste capítulo. Como não temos acesso a esse nível de detalhamento da informação na nossa base de dados, tivemos que utilizar uma estratégia de identificação um pouco diferente para medir o efeito desejado. No caso desses autores, eles identificam a parte da diferença média da taxa de juros entre o crédito consignado e o que eles chamam de crédito pessoal, que pode ser atribuída a diferenças do risco implícito em cada operação por conta do consignado ter desconto em folha direto. Porém, o efeito médio que eles calculam é condicional ao fato do indivíduo tomador de crédito ter pego empréstimos acima de R\$5 mil nas duas modalidades durante o mês de dezembro de 2003. Como o crédito consignado com desconto em folha para aposentados e pensionistas ainda não havia se consolidado, os autores reconhecem que a amostra provavelmente conterá apenas funcionários públicos, o que poderia levar a algum viés, caso a apreçamento nas duas modalidades utilizadas não levasse em conta igualmente o setor em que o tomador trabalha. Os autores estimam que a introdução do desconto em folha, e a conseqüente eliminação do *default* estratégico e diminuição de risco, leva a uma queda da taxa de juros de 12,73% ao ano, o que seria metade da diferença observada da taxa de juros dos dois tipos de crédito. Na seção 3.4.1., o efeito estimado mais diretamente comparável com aquele estimado por esses autores, mostra-se que a introdução do crédito consignado causou uma queda de 7,4% ao ano no crédito pessoal em geral, o que representa 44% da queda observada. Como colocado antes, o efeito que estimamos não é teoricamente o mesmo que aquele estimado por esses autores.

⁴² Ver Levine et al. (2000) e Levine e Thorste (2004).

crédito consignado. Além disso, na mesma direção das instituições diretamente afetadas, estimou-se uma redução da taxa de juros média do crédito pessoal das instituições que não estavam aptas a ofertar o crédito consignado. Uma possível explicação poderia ser uma queda da demanda por crédito para tais instituições, em função justamente da migração de clientes.

É importante notar que os efeitos diretos da nova lei sobre as instituições financeiras aptas a ofertar o crédito consignado tendem a ser bem maiores do que o efeito geral de longo prazo (quase quatro vezes maior no caso do volume de novos empréstimos), o que faz a análise do efeito geral mais importante, na medida em que ele mede o verdadeiro efeito agregado da nova lei.

O restante desse capítulo é dividido da seguinte forma: na seção 3.2. descreve-se a nova lei e suas particularidades; na seção 3.3. descreve-se a base de dados utilizada e as principais estatísticas descritivas; a seção 3.4. apresenta os resultados empíricos e a seção 3.5. conclui.

3.2.

A nova lei

A legislação específica do crédito consignado não é nova no cenário do mercado financeiro brasileiro. A lei 8.112 de dezembro de 1990 já validava esse tipo de crédito, mas apenas para trabalhadores, aposentados e pensionistas do setor público. O setor privado não tinha lei específica até 2003, o que causava sérias dificuldades para o desenvolvimento desse tipo de crédito. Aposentados e pensionistas do setor privado não tinham permissão de tomar esse tipo de crédito e trabalhadores da iniciativa privada tinham que criar um instrumento privado constituído de três partes: os empregados, o empregador e a instituição financeira. A mudança significativa nessa legislação ocorreu em setembro de 2003, quando o governo mandou ao Congresso Nacional a MP⁴³ 130 que subsequente, em dezembro de 2003, se converteu na lei 10.820. A nova lei criou a segurança jurídica da consignação do salário aos trabalhadores do setor formal, através de companhias privadas, e para os aposentados da iniciativa privada, através do INSS.

⁴³ MP é a abreviação de medida provisória, que é um mecanismo legislativo no qual o poder executivo manda uma medida para o Congresso que se torna efetiva imediatamente, ficando pendente a aprovação final do Congresso. Ela tem o status de urgência que força o legislador a apreciar o seu mérito. Para propósitos práticos, ela é quase equivalente a uma lei formal.

Contudo, tal tipo de empréstimo tem alguns limites em relação à renda do tomador do crédito. As deduções mensais são limitadas a trinta por cento do salário disponível⁴⁴; os empréstimos devem ter pagamento fixo durante o período de amortização; e multas de rescisão de contratos⁴⁵ de trabalho podem ser consignadas para o pagamento de amortização do restante da dívida. Empregadores têm algumas obrigações em relação aos valores e as informações passadas às instituições financeiras e empregados. Para garantir um ambiente competitivo para os trabalhadores, a participação das entidades sindicais representando os empregados é obrigatória. Porém, independente do acordo firmado entre sindicatos e instituições financeiras, o trabalhador é livre para escolher qualquer instituição financeira que ofereça esse tipo de crédito.

Embora a lei tenha sido aprovada em setembro de 2003, somente em abril de 2004⁴⁶ ela realmente se tornou efetiva, quando o governo autorizou a primeira instituição, a Caixa Econômica Federal⁴⁷, a oferecer esse tipo de crédito para pensionistas e aposentados do INSS, baseado na nova lei. Em seguida, o BMG (Banco de Minas Gerais) foi o primeiro banco privado a assinar o acordo se tornando apto a ofertar esse tipo de crédito em setembro de 2004. Em outubro de 2005, 44 instituições financeiras estavam aptas pelo governo a ofertar esse tipo de crédito a pensionistas e aposentados no INSS. A tabela 38 abaixo mostra para cada mês, o número de bancos que assinaram o convênio com o INSS se tornando aptos a ofertar o crédito consignado.

⁴⁴ Salário após os descontos compulsórios tais como impostos, pensões, etc.

⁴⁵ Multas rescisórias de trabalho compreendem todos os direitos de um empregado após uma quebra contratual por parte do empregador.

⁴⁶ Para definir o mês exato que uma instituição se tornou apta a ofertar o crédito consignado, usou-se o seguinte critério: quando a data da assinatura do acordo entre a instituição e o governo ocorreu na primeira metade do mês considerou-se o próprio mês como o mês de entrada, caso contrário considerou-se o mês seguinte. Por exemplo, a Caixa Econômica assinou o acordo em 19/04/2004, de forma que se considerou maio como a data de entrada desta instituição.

⁴⁷ A Caixa Econômica Federal é o segundo maior banco público do Brasil.

Tabela 38 Número de instituições a cada mês assinando o convênio com o INSS

Maio de 2004	1
Setembro de 2004	1
Novembro de 2004	4
Dezembro de 2004	6
Janeiro de 2005	3
Março de 2005	2
Abril de 2005	5
Maio de 2005	5
Junho de 2005	5
Agosto de 2005	8

Fonte: *Homepage* da imprensa nacional (diário oficial): <http://www.in.gov.br/imprensa/in>

3.3.

Descrição dos dados e estatísticas descritivas

A base de dados vem do Banco Central do Brasil de acordo com a Carta Circular nº 2.957 de 30/12/1999 e do Comunicado nº 7.569 de 20/05/2000.

Essa base contém informação diária sobre novos empréstimos e taxa de juros. Toda a informação é disponibilizada por instituição financeira, tipo da indexação da taxa de juros do empréstimo (pré-fixado, indexado à taxa de juros do mercado, indexado à taxa de câmbio e indexado a um índice de preços) e a modalidade de crédito (algumas destinadas à pessoa física e outras destinadas à pessoa jurídica).

Esse capítulo usa informação sobre empréstimos pessoais e empréstimos para aquisição de veículos, pessoa física. O crédito pessoal é uma modalidade na qual há um considerável processo de análise do potencial tomador por parte da instituição financeira. O cliente apto a conseguir tal crédito deve ter conta bancária e, em muitos casos, um tempo mínimo de relacionamento com a instituição financeira. Geralmente, o banco deduz o pagamento diretamente da conta que o tomador do crédito possui junto à instituição. Dentro do crédito pessoal podem-se identificar pelo menos dois tipos de contratos bem distintos: o CDC (Crédito Direto ao Consumidor) e o crédito consignado, que é o nosso objeto de estudo. A diferença é que no primeiro tipo não há garantia de que o cliente não mudará de banco aonde ele recebe seu salário, enquanto que no crédito consignado não é permitido ao cliente mudar de banco uma vez que o contrato de empréstimo tenha sido assinado e ainda esteja vigorando. Ambos os tipos de empréstimo não estão ligados à compra de um bem específico, de forma que o

tomador pode comprar qualquer tipo de bem ou mesmo pagar outras dívidas com os recursos adquiridos. Na nossa amostra utilizaremos apenas os empréstimos prefixados, na medida em que este é o tipo mais usual nos empréstimos pessoais.

Os empréstimos para a aquisição de veículos são créditos a pessoa física que em sua grande maioria são utilizados para a compra de automóveis. Nesse tipo de empréstimo o próprio veículo é o colateral da transação. Assim como fizemos com o crédito pessoal, serão usados apenas os empréstimos prefixados, que são os mais usuais dessa modalidade também.

A amostra consiste de 112 instituições financeiras oferecendo crédito pessoal e 57 oferecendo os empréstimos para a aquisição de veículos. Das 112 instituições atuando no crédito pessoal, existe uma sub-amostra de 40 instituições financeiras que estão aptas a ofertar o crédito consignado de acordo com a nova lei.

Nós estimamos nossos modelos empíricos usando dados mensais gerados a partir dos dados diários. A variável novos empréstimos é construída pela soma mensal dos valores diários. A variável taxa de juros é construída calculando-se a média mensal das taxas de juros diárias ponderadas pelos respectivos volumes de novos empréstimos. O período amostral vai de janeiro de 2003 a outubro de 2005, de forma que nossa amostra consiste em 34 meses, e 57 e 112 unidades *cross sections* de empréstimos para aquisição de veículos e empréstimo pessoal, respectivamente (5746 observações).

Agora apresentamos algumas estatísticas descritivas em relação ao crédito pessoal e os empréstimos para a aquisição de veículos antes e depois da nova lei do crédito consignado se tornar efetiva. A figura 1 e a tabela 39 mostram o grande aumento do volume de novos empréstimos depois da implementação da nova lei, tanto para o crédito pessoal quanto para aquisição de veículos. A média mensal do volume de novas concessões de empréstimos para o crédito pessoal aumentou de R\$35,4 milhões antes da lei para R\$68,7 milhões depois da lei, o que equivale a um aumento médio de R\$33,3 milhões. A média mensal do volume de novas concessões de empréstimos de aquisição de veículos aumentou de R\$38,5 milhões antes da lei para R\$ 60,5 milhões depois da lei, um aumento médio de R\$22 milhões.

Figura 1 Média de novas concessões antes e depois da nova lei

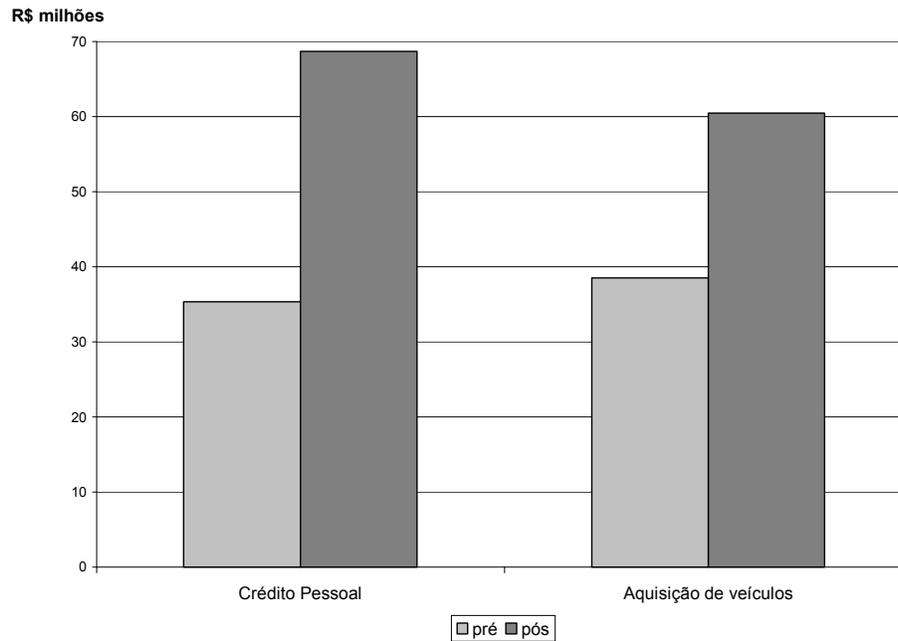


Tabela 39 Novas concessões de empréstimos

	R\$ milhões	
	pré	pós
Crédito Pessoal	35,4	68,7
Aquisição de veículos	38,5	60,5

Como mostrado na figura 2 e na tabela 40, a média mensal da taxa de juros (% ao mês) para o crédito pessoal diminuiu de 5,04% ao mês antes da nova lei para 4,15% ao mês após a nova lei, ou seja, uma redução de 0,89% ao mês, que anualizada equivale a uma queda de 11,22% ao ano. Para aquisição de veículos a taxa de juros média diminuiu de 2,55% para 2,41%, uma redução de 0,145 ao mês, que anualizada equivale a uma queda de 1,69% ao ano. Logo, o declínio da taxa de juros média anual do crédito pessoal é quase sete vezes maior do que o declínio da taxa de juros média anual da modalidade aquisição de veículos. Apesar de haver fatores temporais comuns e não comuns diminuindo a taxa de juros de ambas as modalidades, a redução para o crédito pessoal foi bem mais profunda.

Figura 2 Média da taxa de juros antes e depois da nova lei

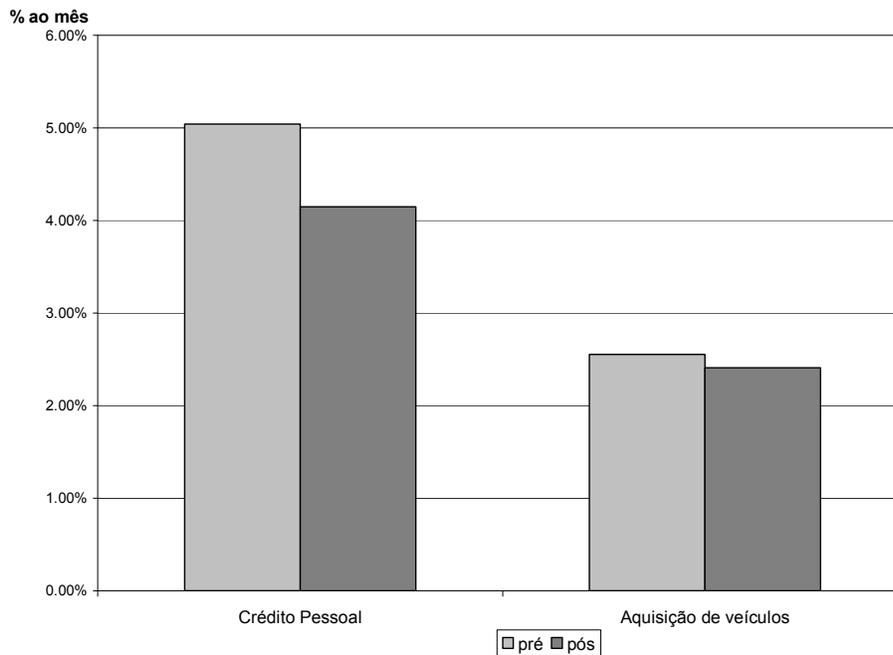


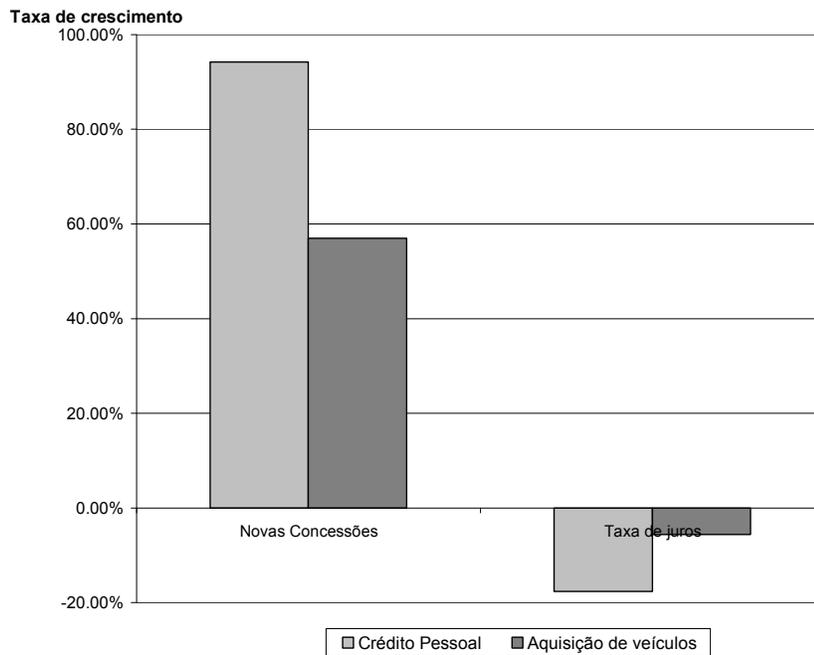
Tabela 40 Taxa de juros

	% ao mês	
	pré	pós
Crédito Pessoal	5,04%	4,15%
Aquisição de veículos	2,55%	2,41%

Analisando a informação acima em termos de taxa de crescimento, nota-se que a nova lei afetou fortemente o mercado de crédito pessoal, tanto em termos de taxa de juros quanto em termos de volume de novas concessões (veja a figura 3). O mercado de crédito pessoal sofreu um aumento de volume de novas concessões muito maior do que o crédito para veículos, 94% contra 57%, respectivamente. Além disso, a redução da taxa de juros foi muito maior para o mercado de crédito pessoal, 17% contra 5%.

Resumindo, as estatísticas descritivas mostram que no período em que a nova lei foi implementada, houve uma tendência generalizada de queda da taxa de juros e aumento do volume de novas concessões, mas que essas tendências se mostraram muito mais fortes para o mercado de crédito pessoal.

Figura 3 Taxas de crescimento – crédito pessoal x aquisição de veículos



3.4. Testes empíricos

Nesse capítulo, nosso objetivo é identificar o efeito médio da nova lei no mercado de crédito pessoal, isto é, o impacto do tratamento no grupo tratado. Especificamente, estamos interessados em comparar os empréstimos pessoais quando o crédito consignado estava em vigor ao seu contra factual, empréstimos pessoais sem a existência do crédito consignado no mesmo ponto do tempo. Como o contra factual nunca é observado, é necessário estimá-lo.

Idealmente, gostaríamos de determinar aleatoriamente o tipo de crédito beneficiado e o não beneficiado com a nova lei e comparar os resultados médios dos dois grupos. Na ausência de um experimento aleatório controlado, somos forçados a nos voltar para métodos não experimentais sob condições razoáveis que se aproximem o máximo possível de um experimento controlado. A principal preocupação é a de que o crédito pessoal poderia ser significativamente diferente do tipo de crédito que não é afetado pela nova lei e essas diferenças poderiam ser correlacionadas com as nossas variáveis independentes. Na verdade, muitas das características que não são observadas que poderiam confundir a identificação do efeito são aquelas que variam entre tipos de crédito, mas são fixas ao longo do

tempo. Um método comum para controlar pela heterogeneidade não observada e constante no tempo é usar diferenças-em-diferenças com efeitos fixos.

Assim sendo, sem o benefício de um experimento aleatório controlado, utilizamos o método de diferenças-em-diferenças, que compara a mudança nos resultados no grupo de tratamento antes e depois da intervenção com a mudança nos resultados no grupo de controle, controlando por fatores não observados que não variam ao longo do tempo. Ao comparar mudanças, controla-se por características observadas e não observadas nas dimensões tipo de crédito-instituição financeira que poderiam estar correlacionadas com a autorização do governo em ofertar o consignado. A mudança no grupo de controle é uma estimativa do verdadeiro contra factual, qual seja, o que teria acontecido ao grupo de tratamento (empréstimos pessoais) se não tivesse havido intervenção. Nesse capítulo, utiliza-se a modalidade de empréstimos para a aquisição de veículos, pois se acredita que ela tenha as características de um bom controle⁴⁸. Outra forma de dizer isso é que a mudança dos resultados no grupo de tratamento controla pelas características fixas do crédito pessoal e das instituições financeiras, enquanto que as mudanças nos resultados do grupo de controle controlam os fatores que variam no tempo que são comuns aos dois grupos.

O modelo diferenças-em-diferenças estimado pode ser especificado como um modelo de regressão linear com efeito fixo⁴⁹:

$$y_{it} = c_i + \varphi_t + \beta \times dI_i \times dT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

O lado direito da equação inclui efeitos fixos para o par tipo de crédito-instituição financeira visando controlar por fatores específicos que sejam fixos ao longo do tempo e os efeitos fixos mensais (φ_t) para controlar por fatores que variam ao longo do tempo e que sejam comuns aos pares tipo de crédito-instituição financeira.

⁴⁸ Há um problema com essa modalidade no que diz respeito aos fatores temporais comuns afetando as duas modalidades. Em 2004, houve uma mudança na lei de alienação fiduciária que afetou o crédito para aquisição de veículos. No caso, ficou mais fácil para os bancos recuperarem o colateral dessa transação (o próprio veículo), pois não seria mais necessária a espera da conclusão do processo judicial para que os bancos pudessem vender o veículo depois de recuperado. Antes da mudança, os bancos deveriam esperar a conclusão do processo judicial antes de terem condições legais de realizar a venda do colateral recuperado. Com isso, seria esperado que houvesse uma queda da taxa de juros e aumento de volume para essa modalidade. Como teste de robustez, realizamos exatamente as mesmas estimações só que usamos como grupo de controle a modalidade de crédito para aquisição de outros bens (sem ser veículos). Os resultados não se alteraram em demasia, tanto para o sinal dos efeitos quanto para as suas magnitudes.

Define-se a variável *dummy* de diferenças-em-diferenças como $dI_i \times dT_{it}$, aonde:

dI_i : é uma variável *dummy* que assume 1 quando a unidade *cross section* i pertence ao grupo de tratamento (as instituições financeiras que ofertam crédito pessoal) e 0 caso contrário.

dT_{it} : é uma variável *dummy* que assume 1 se o período observado for após a regulação da concessão de crédito consignado de acordo com a nova lei e 0 caso contrário. Para as instituições aptas a conceder crédito consignado de acordo com a nova lei, essa variável *dummy* assume 1 após a data em que a instituição assinou o convênio com o INSS, em que ela efetivamente se torna apta a conceder o crédito de acordo com as regras da nova lei para aposentados e pensionistas do INSS e 0 caso contrário. Para as instituições que não assinaram o convênio, e que, portanto, não estão aptas a conceder o crédito consignado a aposentados e pensionistas do INSS, a data de corte é arbitrária, de forma que estimaremos vários modelos variando essa data de corte.

Na equação acima, β é o estimador do método diferenças-em-diferenças para o efeito médio da nova lei do crédito consignado para o mercado de crédito pessoal. No nosso caso, as variáveis de resultado y_{it} serão a taxa de juros e o volume de novas concessões. A nossa hipótese de identificação básica para a interpretação do β como o efeito médio da nova lei é que as mudanças da taxa de juros e do volume de novas concessões para o grupo de controle (empréstimos para aquisição de veículos) é um estimador não viesado para o nosso contrafactual, qual seja, a variação que teria ocorrido na taxa de juros e no volume de novas concessões dos empréstimos pessoais caso a lei do crédito consignado não tivesse vigorado no período em questão. Apesar de não podermos testar essa hipótese diretamente, podemos testar se as tendências de longo prazo na taxa de juros e no volume de novas concessões eram as mesmas para os grupos de controle e tratamento no período anterior a nova lei. Se essas tendências no período anterior a intervenção forem as mesmas, então é mais provável que elas teriam sido as mesmas no período após a intervenção se o tipo de empréstimo tratado não tivesse sido submetido a nova lei.

⁴⁹ Ver Meyer (1995).

Abaixo, as figuras 4 e 5 já sugerem que o crescimento da taxa de juros e do volume de novas concessões para o grupo de tratamento (crédito pessoal) e controle (aquisição de veículos) foi o mesmo antes da nova lei se tornar efetiva. É interessante notar no gráfico que no período anterior a nova lei, o grupo de tratamento e controle apresentam uma tendência muito similar para ambas variáveis, ocorrendo o descolamento entre os grupos apenas após a implementação da nova lei. Essa análise gráfica já indica que a modalidade aquisição de veículos tem as propriedades estatísticas apropriadas para ser usada como grupo de controle para a modalidade crédito pessoal.

Figura 4 Evolução do volume de novas concessões

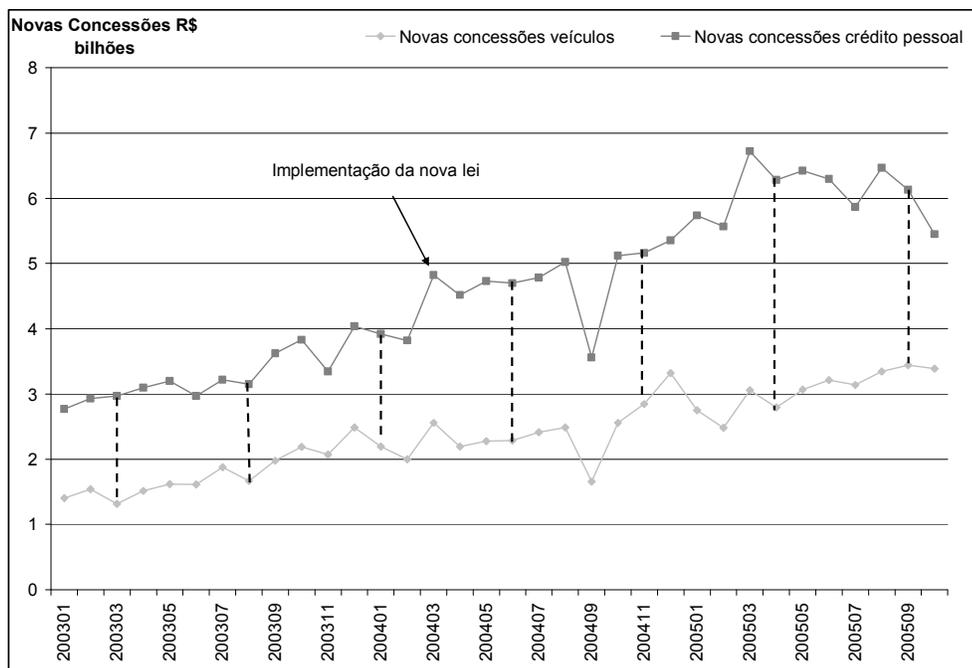
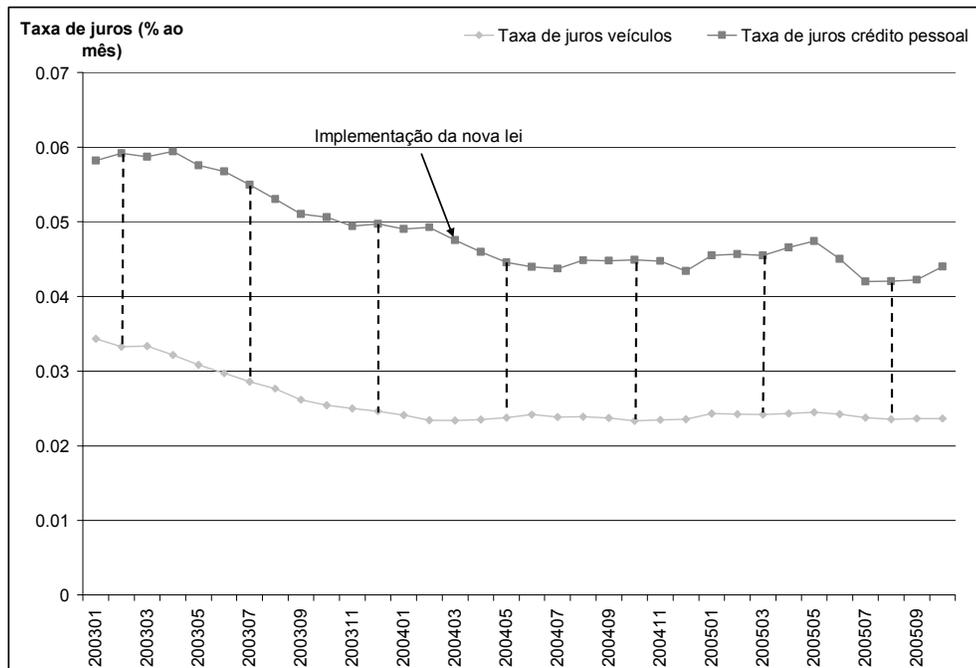


Figura 5 Evolução da taxa de juros



Na tabela 41, testa-se formalmente se o grupo de controle e tratamento apresentam a mesma tendência temporal no período anterior à intervenção. Testam-se as hipóteses de que as tendências temporais da taxa de juros e do volume de novas concessões no período anterior a implementação da lei eram iguais para o grupo de tratamento e controle⁵⁰. Para realizar o teste regressiu-se as variações do volume de novas concessões e da taxa de juros no período compreendido entre janeiro de 2003 e março de 2004 contra uma variável indicadora do tipo de crédito e variáveis indicadoras do mês. Como estamos estimando os efeitos geral, direto e indireto, realizaram-se os testes para a amostra completa (colunas 1 e 2), apenas para as instituições aptas a oferecer o consignado para aposentados e pensionistas do INSS (colunas 3 e 4) e aquelas que não estão aptas a ofertar o consignado para aquele grupo de acordo com a nova lei (colunas 5 e 6). A hipótese de que a tendência da variável sob teste seja diferente entre os grupos de tratamento e controle no período anterior a introdução da nova lei é rejeitada se o coeficiente da variável indicadora do tipo de crédito for estatisticamente diferente de zero. Olhando-se a tabela 40, pode-se notar que não podemos rejeitar a hipótese de que tendência temporal do volume de novas

⁵⁰ Ver Banerjee, Gertler e Ghatak (2002).

concessões e da taxa de juros foi a mesma para os grupos de tratamento e controle no período anterior a introdução da lei.

Tabela 41 Testando a igualdade da tendência temporal entre os grupos de tratamento e controle

	Amostra Completa		ifs aptas		ifs não aptas	
	Taxa de juros	Novas concessões	Taxa de juros	Novas concessões	Taxa de juros	Novas concessões
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Crédito Pessoal (=1)	0,0001	0,14	0,00002	1,66	9,41E-05	-0,55
p-valor	0,5	0,85	0,95	0,14	0,73	0,55
No de observações	2226	2491	1184	1363	1515	1680
R2	0,03	0,05	0,03	0,09	0,03	0,04
R2 aj.	0,02	0,04	0,01	0,07	0,02	0,03

3.4.1. Efeitos diretos

Nessa subseção analisamos o efeito direto da nova lei. Esse efeito é definido como o impacto da nova lei sobre as instituições financeiras que assinaram o convênio com o INSS se tornando aptas a ofertar o crédito consignado de acordo com as regras da nova lei. É importante notar que as instituições financeiras assinaram esse convênio com o INSS em diferentes pontos do tempo e, portanto, o tratamento se inicia em pontos diferentes do tempo para diferentes instituições financeiras.

Mas será que existe alguma correlação entre a data que instituição assinou o convênio e alguma variável não observada que poderia afetar nossas estimações? Basicamente duas características definiram a velocidade com que as instituições conseguiram acesso à assinatura do convênio. Em primeiro lugar, deixar os seus sistemas de tecnologia da informação compatível com o do INSS para que alguns requisitos da lei pudessem ser observados, tal como o limite de exposição de 30% da renda líquida do tomador do crédito. Em segundo lugar, fatores políticos poderiam determinar prioridades de determinadas instituições financeiras sobre as outras, pois aquelas mais próximas do governo poderiam ter o processo de assinatura de seu convênio mais acelerado. Portanto, existem fatores importantes determinando a data de assinatura de cada instituição e eles podem, potencialmente, mas não necessariamente, ser correlacionadas com variáveis não observadas que influenciam variáveis relevantes do mercado de crédito. Por exemplo, pode-se argumentar que as instituições que são mais próximas politicamente do governo são aquelas menos eficientes, pois dependem de influências políticas para ganharem mercado. Nesse caso, existiria uma correlação negativa entre a eficiência dos bancos e a velocidade de assinatura do convênio.

A tabela 42 apresenta a estimação dos resultados da equação (20) para o volume de novas concessões (em R\$ milhões) e para a taxa de juros (% ao mês). A coluna 1 reporta o efeito direto da lei no volume de novas concessões. Ela está associada com um aumento de R\$46,6 milhões no volume de novas concessões de crédito pessoal negociado pelas instituições aptas a ofertar o crédito consignado de acordo com a nova lei. Para esse grupo, o aumento total do volume de novas concessões foi de R\$70 milhões após a lei, ou seja, aproximadamente 67% do aumento observado do volume foi causado pela nova lei. A coluna 2 mostra a estimação aponta para uma queda de 0.62% ao mês na taxa de juros, o que implica em uma queda de 7,4% ao ano. Comparando com o nível médio da taxa de juros para esse grupo antes do tratamento, pode-se dizer que a nova lei trouxe uma redução de aproximadamente 11% na taxa (cerca de 44% da queda observada na taxa de juros no período pode ser atribuída a nova lei). Ambas as estimações são estatisticamente significativas ao nível de 1% de significância.

Os efeitos estimados estão de acordo com nossas expectativas. A nova lei reduz o problema de risco moral, o que aumenta o retorno esperado dos emprestadores em função da redução da probabilidade de *default*. Isso induz os credores a expandir a oferta de crédito e a oferecer melhores condições contratuais em termos de taxa de juros e prazo. Em resposta, os tomadores de crédito tendem a demandar tal tipo de empréstimos.

Tabela 42 Modelos de diferenças-em-diferenças para o efeito direto*

	Novas Concessões (R\$ milhões)	Taxa de juros (% ao mês)
$dI_i \times dT_{it}$	46,6 ($<0,01$)	-0,62% ($<0,01$)

* p-valores em parênteses calculados a partir de desvios padrão robustos dos estimadores

3.4.2. Efeitos indiretos

Nesta seção, analisa-se o efeito indireto da nova lei. Esse efeito é definido como o impacto da nova lei nas instituições financeiras que não assinaram o convênio com o INSS no período da amostra e que, portanto, não estavam aptas a oferecer o crédito consignado para aposentados e pensionistas do INSS de acordo com a nova lei. Dado que as instituições financeiras aptas a ofertar o crédito

consignado assinaram o convênio com o INSS em datas diferentes ao longo do período, utilizaram-se diferentes datas como pontos de corte para capturar o efeito da nova lei sobre as instituições não aptas.

As tabelas 43 e 44 apresentam os resultados das estimações da equação (20) para taxa de juros (% ao mês) e volume de novas concessões (R\$ milhões), respectivamente. Nessas tabelas, as colunas 1 a 4 apresentam as estimações com diferentes datas de corte definindo o período pré e pós intervenção. A tabela 38 mostra que a queda estimada da taxa de juros das instituições não aptas em virtude da nova lei varia de 0,41% a 0,43% ao mês. Comparando com o nível médio da taxa de juros no período anterior ao tratamento (5,5% ao mês), pode-se dizer que a nova lei produziu uma variação percentual máxima da taxa de juros de 7,8% (e representou 61% da queda total). A tabela 39 mostra que a nova lei implicou em uma queda do volume de novas concessões para as instituições que não estão aptas a ofertar o consignado. Essa queda foi estimada entre R\$14,1 milhões e R\$19 milhões.

O efeito indireto é instantâneo para ambas variáveis do mercado de crédito pessoal para as instituições não aptas. A intuição por trás desses resultados é a seguinte: em um primeiro momento ocorre uma queda do volume de novas concessões para essas instituições em função da migração de clientes das instituições financeiras não aptas a ofertar crédito consignado para aquelas aptas, na busca por formas de financiamento mais baratas. Essa contração na demanda por crédito pessoal para essas instituições não aptas pode estar levando a queda da taxas de juros, como indicam os resultados empíricos.

É importante notar que a queda estimada do volume de novas concessões aumenta monotonicamente conforme a data de corte vai sendo jogada para frente no tempo. Isso ocorre porque quanto mais a frente é a data de corte, maior é o número de instituições aptas a atuar no consignado, o que aumenta o efeito da queda do volume em virtude da migração de clientes.

Tabela 43 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito indireto da nova lei sobre a taxa de juros (% ao mês)*

	OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)	OLS(4)
$dI_i \times dT_{it}$	-0,41%	-0,40%	-0,43%	-0,43%
	(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Data de corte	Maio 2004	Setembro 2004	Janeiro 2005	Maio 2005
R ²	0,88	0,88	0,88	0,88
N ^o obs	3313	3313	3313	3313

* p-valores em parênteses calculados a partir de desvios padrão robustos dos estimadores

Tabela 44 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito indireto da nova lei sobre o volume de novas concessões (R\$ milhões)*

	OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)	OLS(4)
$dI_i \times dT_{it}$	-14,1	-15,9	-16,1	-19
	(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Data de corte	Maio 2004	Setembro 2004	Janeiro 2005	Maio 2005
R ²	0,90	0,90	0,90	0,90
N ^o obs	3709	3709	3709	3709

* p-valores em parênteses calculados a partir de desvios padrão robustos dos estimadores

3.4.3. Efeito geral

Nessa subseção apresentaremos o efeito geral da nova lei. Para medi-lo, temos que considerar tanto o efeito direto quanto o efeito indireto da nova lei analisados anteriormente. Nesse caso consideraremos como grupo de tratamento qualquer instituição financeira que ofereça crédito pessoal, pois como visto nas subseções anteriores a nova lei afeta tanto as instituições aptas quanto as não aptas e o efeito de longo prazo da nova lei será a soma dos efeitos estimados anteriormente.

A tabela 45 apresenta os resultados das estimações da equação (20) para a variável dependente taxa de juros (% ao mês). As colunas 1 a 4 apresentam os resultados variando as datas de corte definindo os períodos pré e pós tratamento para as instituições não aptas. O efeito geral da nova lei é instantâneo para a taxa de juros. No longo prazo, a taxa de juros cai entre 0,34% (data de corte de maio de 2004) e 0,52% (data de corte de maio de 2005) ao mês. Em todas as estimações o efeito estimado é significativo ao nível de significância de 1%. Comparando com

a média da taxa de juros antes do tratamento, as estimações mostram a nova lei produz, no longo prazo, um efeito de, no máximo, 10,3% na taxa de juros (e representa 58% de toda a queda registrada no período).

A tabela 46 apresenta o efeito estimado para o volume de novas concessões (R\$ milhões). As colunas de 1 a 3 reportam os resultados variando a data de corte. Estima-se que, no longo prazo, a nova lei está associada a um aumento no volume de novas concessões a partir da data de corte de janeiro de 2005. O efeito estimado cresce de R\$5,9 milhões com o corte janeiro de 2005 para R\$13,8 milhões com o corte maio de 2005. Como mostrado antes, a média do volume de novas concessões antes do período de tratamento era de R\$35,4 milhões, ocorrendo um aumento de R\$33 milhões depois da nova lei. Logo, a nova lei, no longo prazo, é responsável por um aumento, de no máximo, 42% no volume de novas concessões.

Diferentemente do que ocorre com a taxa de juros, pode-se notar que há uma defasagem na resposta do volume de novas concessões. Essa defasagem poderia ser explicada por três fontes diferentes: como mostrado nas estimações do efeito indireto, há indícios de que há um efeito migração de clientes entre instituições não aptas e aptas. Essa migração provavelmente significa que alguns tomadores de crédito tomaram recursos emprestados através do crédito consignado com as instituições aptas a fim de quitar antigos débitos de crédito pessoal nas instituições não aptas. Isso implica que, em nível agregado, o volume de crédito pessoal pode não ter aumentado em um momento inicial. A segunda explicação é a de que o número de instituições aptas a ofertar o consignado aumenta ao longo do tempo. Finalmente, a última possível explicação é a de que pode demorar para que as informações sobre a nova modalidade de crédito (seus benefícios em relação às outras opções) sejam difundidas para os potenciais tomadores de crédito.

Qualitativamente, o efeito geral da lei está de acordo com as nossas expectativas. A nova lei ajuda a completar mercados contingentes uma vez que ela traz a possibilidade das pessoas fazerem contratos de empréstimos condicionando o pagamento a sua renda futura. Ela reduz o número de estados da natureza no quais as instituições financeiras perderiam dinheiro em virtude de *default* estratégicos, estimulando a oferta de crédito. Todos esses fatores estimulam o aumento do volume de crédito e a diminuição da taxa de juros. As estimações

acima mostram que a nova lei teve importantes efeitos no mercado de crédito, aumentando o bem-estar social.

Contudo, quantitativamente o efeito direto da nova lei se mostrou significativamente distinto do efeito geral, principalmente em termos de volume. Estimou-se que o efeito direto no volume de novas concessões é, aproximadamente, quatro vezes maior do que o efeito geral.

Tabela 45 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito geral da nova lei sobre a taxa de juros

	OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)	OLS(4)
$dI_i \times dT_{it}$	-0,34%	-0,36%	-0,42%	-0,52%
	(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim
Data de corte	Mai 2004	Setembro 2004	Janeiro 2005	Mai 2005
R ²	0,90	0,90	0,90	0,90
Nº obs	4940	4940	4940	4940

* p-valores em parênteses calculados a partir de desvios padrão robustos dos estimadores

Tabela 46 Modelos diferenças-em-diferenças para o efeito geral da nova lei sobre o volume de novas concessões

	OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)
$dI_i \times dT_{it}$	5,9	8,2	13,8
	(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim
Data de corte	Janeiro 2005	Março 2005	Mai 2005
R ²	0,90	0,90	0,90
Nº obs	3709	3709	3709

* p-valores em parênteses calculados a partir de desvios padrão robustos dos estimadores

3.5. Conclusão

A nova lei brasileira de setembro de 2003 instituindo o crédito consignado para os trabalhadores do setor privado e, principalmente, aposentados e pensionistas do INSS, pode ser interpretada como um experimento natural no mercado de crédito pessoal, uma vez que ela foi um evento exógeno afetando somente o mercado de crédito pessoal. O crédito consignado é um tipo de crédito pessoal no qual os pagamentos são deduzidos diretamente do contracheque do devedor, o que, na prática, torna a própria renda futura do tomador o colateral do empréstimo.

A nova lei trouxe aos credores a capacidade de receber o pagamento dos empréstimos sempre que os devedores tivessem renda suficiente para tal. Isso eliminou a possibilidade dos devedores nesse tipo de empréstimo recorrerem ao *default* estratégico, que se dá quando o devedor decide não honrar o pagamento de uma dívida mesmo tendo condições para tal. Assim sendo, tal tipo de empréstimo elimina uma significativa parte dos custos com falhas informacionais, como o *moral hazard*. Com essa inovação seria natural esperar que as instituições financeiras envolvidas com essa nova modalidade de crédito estivessem dispostas a oferecer mais crédito em melhores condições, uma vez que a queda da probabilidade de *default* aumenta o valor esperado do empréstimo.

Esse capítulo buscou medir o efeito dessa inovação da legislação do crédito no Brasil no mercado de crédito pessoal utilizando a metodologia diferenças-em-diferenças. Como grupo de controle utilizou-se a modalidade de crédito para aquisição de veículos, por ela apresentar características institucionais e empíricas que nos fazem acreditar que ela é um bom controle. Estimaram-se três tipos de efeito: o efeito direto da lei sobre as instituições aptas a ofertar a nova modalidade de crédito, o efeito indireto da nova lei nas instituições não aptas a ofertar a nova modalidade de crédito e o efeito geral da nova lei sobre todas as instituições financeiras do mercado de crédito pessoal. Em termos qualitativos os resultados apontam para um aumento do volume e queda da taxa de juros do crédito pessoal. Em termos quantitativos, estima-se um aumento geral de 42% do volume de novas concessões e uma queda geral de 10,3% da taxa de juros. Logo, o capítulo mostra como reformas institucionais visando mitigar os custos informacionais no mercado de crédito podem melhorar as condições do mercado de crédito brasileiro.

O efeito direto estimado no volume de novas concessões foi de um aumento de R\$46 milhões para as instituições aptas, enquanto o efeito indireto estimado para as instituições não aptas foi de uma queda de R\$19 milhões, principalmente em virtude do efeito de migração de instituição. A taxa de juros cai para ambos os grupos, mas por motivos diferentes. Para as instituições aptas a taxa de juros cai em virtude do maior valor esperado do empréstimo, como explicado acima. Para as instituições não aptas a redução na demanda por crédito força a taxa de juros para baixo.

Finalmente, a estimação dos efeitos para diferentes grupos de instituições nos mostrou que o efeito direto da nova lei no volume do crédito pessoal é muito maior do que o efeito geral de longo prazo.

4

Identificando a reação dos bancos à política monetária através da frequência dos dados

4.1.

Introdução

A política monetária afeta a atividade econômica mediante diferentes canais. Um desses canais é a o canal de crédito, o qual consiste em como a política monetária afeta o setor real a partir de seu efeito no funcionamento dos mercados de crédito.

Pode-se dividir o canal de crédito em dois tipos: o canal de crédito bancário e o canal de crédito amplo. O primeiro se refere ao efeito da política monetária sobre a oferta de crédito do setor bancário. O segundo foca em uma visão mais ampla dos mercados de crédito e estuda como a política monetária pode, potencialmente, afetar a posição líquida de todos os credores e devedores da economia.

Esse capítulo estuda o primeiro tipo de canal de crédito, o canal de crédito bancário. Esse canal funciona da seguinte maneira: a política monetária afeta a capacidade dos bancos em emitir depósitos. Ao mesmo tempo, os bancos não podem, sem um custo adicional, trocar depósitos por outras fontes de financiamento em virtude de problemas informacionais. Logo, nesse caso a política monetária teria um impacto direto na oferta de crédito bancário.

Tipicamente, grandes bancos comerciais financiam suas operações emitindo depósitos, uma forma singular de dívida⁵¹. Existem dois principais tipos de depósitos: depósitos à vista e a prazo. O primeiro é um contrato no qual o cliente do banco pode sacar qualquer quantia de recursos a qualquer momento sem pagar

⁵¹ Existem outros modos nos quais os bancos financiam suas operações. Esses substitutos incluem a emissão de debêntures, a securitização de crédito, a cessão de crédito e ações. Em período recente, a cessão de crédito se tornou uma importante forma de financiamento de bancos pequenos e médios, principalmente em épocas de falta de liquidez no mercado. A cessão de crédito funciona da seguinte maneira: um primeiro banco empresta dinheiro no mercado de crédito (no Brasil, a modalidade de crédito mais usada nesse tipo de operação é o crédito consignado) e ao mesmo

nenhum tipo de penalidade. Por outro lado, a taxa de juros paga pelo banco nesse tipo de dívida é muito baixa ou mesmo zero como no caso brasileiro.

No contrato de depósitos a prazo, existe uma maturidade pré-definida do contrato e o depositante tem que pagar uma penalidade caso ele deseje sacar qualquer quantia antes dessa maturidade. Essa penalidade varia em cada contrato e geralmente ocorre através da perda de parte do rendimento do depósito⁵². Diferentemente dos depósitos à vista, nesse tipo de contrato a taxa de juros paga pelo banco é sempre positiva.

Existem importantes diferenças nos tipos de instituições financeiras emitindo cada tipo de depósito. Para uma instituição ter capacidade competitiva na emissão de depósitos à vista, ela deve ter uma estrutura de agências e caixas eletrônicas que seja densa o suficiente para atrair clientes, caso contrário ela não consegue ser competitiva nesse mercado. Em virtude disso, o mercado de depósitos à vista é dominado pelos grandes bancos comerciais e múltiplos com amplas redes de agências e de auto-atendimento espalhadas por todo o país.

No mercado de depósitos a prazo, as instituições financeiras não necessariamente necessitam de uma ampla rede de agências e de auto-atendimento espalhadas por todo o país, pois nesse mercado existem os chamados clientes institucionais. Em geral, esses clientes são grandes fundos de recursos administrados por instituições financeiras ou mesmo as próprias instituições financeiras. No Brasil, um importante cliente institucional desse mercado são os fundos de pensão de aposentadoria⁵³. A existência desses tipos de clientes demandando depósitos a prazo faz dele muito maior do que o mercado de depósitos à vista. Colocando em números, o mercado de depósitos a prazo no Brasil é maior do que o dobro do mercado de depósitos à vista⁵⁴.

A política monetária pode afetar a capacidade das instituições financeiras em pelo menos duas maneiras distintas. Em primeiro lugar, como mudanças na

tempo vende esse crédito para outro(s) banco(s) com uma taxa de desconto. Assim, o banco consegue recursos para financiar a operação.

⁵² Para o caso de investidores institucionais a penalidade mais comum se dá através da venda do CDB, com desconto, no mercado secundário. Para o investidor pessoa física, essa penalidade sempre é expressa em contrato.

⁵³ O mercado aonde grandes empresas não financeiras, fundos de pensão e instituições financeiras compram depósitos a prazo é chamado de mercado de depósitos a prazo de grande montante. O outro segmento do mercado é o mercado de varejo dos depósitos a prazo, o qual consiste a compra de depósitos a prazo de pequena denominação por indivíduos e pequenas empresas.

política monetária estão relacionadas às mudanças na venda de títulos públicos aos bancos, elas podem alterar a quantidade de reservas do sistema bancário. Essa alteração na quantidade de reservas do sistema bancário altera sua capacidade de gerar depósitos, pois os bancos devem cumprir o requerimento mínimo obrigatório imposto pelo Banco Central.

No Brasil, esse tipo de efeito é provavelmente muito mais forte no mercado de depósitos à vista do que no de depósitos a prazo por duas razões. Em primeiro lugar, como já colocado anteriormente, o nível de liquidez dos depósitos à vista é muito maior do que o dos depósitos a prazo, o que significa que para um mesmo nível de depósitos à vista e a prazo, os bancos devem manter uma proporção de reservas voluntárias maior para os depósitos à vista. Em segundo lugar, o nível da alíquota efetiva do compulsório sobre depósitos à vista é muito maior do que a dos depósitos a prazo e, além disso, enquanto o compulsório sobre depósitos à vista deve ser cumprido mediante reservas bancárias, o compulsório sobre recursos a prazo é cumprido mediante a vinculação de títulos públicos federais⁵⁵.

O segundo tipo de efeito que a política monetária tem sobre o mercado de depósitos poderia ser chamado de “efeito preço”. O custo de oportunidade dos agentes econômicos que demandam depósitos à vista e a prazo aumenta quando há um aumento da taxa básica de juros, o que diminui a quantidade dos dois tipos de depósitos⁵⁶. Se a diferença entre as taxas de juros que os bancos pagam na emissão de outras fontes de financiamento que não depósitos à vista e a prazo e na emissão desses depósitos é positivamente correlacionada com a taxa básica de juros, então essa mudança na composição do financiamento dos bancos diminuirá a capacidade deles em emprestar recursos.

Por que essas outras formas de endividamento seriam mais custosas aos bancos *vis-à-vis* os depósitos à vista e a prazo? Os agentes econômicos que emprestam recursos aos bancos enfrentam os mesmos problemas informacionais que os bancos enfrentam quando emprestam aos tomadores finais. Porém,

⁵⁴ Calcularam-se as médias dos depósitos à vista e a prazo no período da amostra e depois a razão da média dos depósitos a prazo sobre a média dos depósitos à vista, chegando-se no valor de 2,65.

⁵⁵ Isso poderia gerar um efeito curioso. Depois de uma contração monetária, o aumento gerado na quantidade de títulos públicos em custódia do sistema bancário poderia estimular um aumento na emissão de depósitos a prazo.

⁵⁶ Na medida em que a taxa de juros que o banco paga aos seus clientes na emissão de depósitos à vista não muda (ela é sempre igual à zero no Brasil), o efeito quantidade nesse tipo de depósito tende a ser maior.

algumas características dos depósitos mitigam esses problemas informacionais em comparação com as outras formas de endividamento dos bancos. Essas características incluem a existência de seguro para os depósitos e os requerimentos compulsórios. Caso os problemas informacionais existentes na emissão de outras formas de dívida pelos bancos piorem com aumentos na taxa básica de juros, então a diferença entre a taxa de juros que os bancos pagam na emissão dessas outras formas de dívida e na emissão de depósitos aumenta⁵⁷.

Nesse capítulo, estima-se a reação dos empréstimos bancários à política monetária. Estimando-se a reação da taxa de juros e da quantidade do crédito podemos implementar testes relacionando determinadas características bancárias com o coeficiente da reação.

A literatura que testa o canal de crédito bancário tem usado essas características bancárias para identificar de forma apropriada o efeito desejado. A idéia é que bancos diferem em suas habilidades em responder a choques no mercado de depósitos. Assim sendo, o impacto da política monetária não é homogêneo no nível do banco. Porém, não é obvio que a estratégia de identificação baseada nas características bancárias por si só consiga isolar os deslocamentos da demanda por crédito, pois estes podem ser heterogêneos entre os bancos.

Em virtude disso, as características da nossa base de dados são as principais fontes de identificação da reação das variáveis de crédito e do canal de crédito bancário. Diferentemente da literatura, dispomos de dados no nível do banco na frequência diária. A alta frequência dos dados é uma fonte de identificação. A hipótese implícita é a de que a reação da oferta a choques de política monetária é mais rápida do que a reação da demanda. Dessa forma, olhando-se para uma janela curta em torno de anúncios de mudanças de política monetária (taxa básica de juros e recolhimentos compulsórios), os estimadores do impacto da política monetária nas variáveis de crédito na forma reduzida podem ser interpretados como deslocamentos de oferta. A racionalidade para essa estratégia é a de que o canal através do qual a política monetária afeta a demanda por crédito é a expectativa das condições futuras da inflação e da atividade econômica. Como esse é um canal indireto, mais propenso a responder lentamente conforme os

⁵⁷ Por exemplo, os problemas de risco moral e seleção adversa podem ser mais severos em um

eventos se desenrolem, a demanda deve demorar a responder a essas variações. Já o efeito da política monetária sobre a oferta de crédito é direto no custo marginal, e conseqüentemente, instantâneo.

A reação da taxas de juros do crédito à política monetária também contém informação sobre os deslocamentos relativos de oferta e demanda. Diferentemente da quantidade de crédito, as reações da demanda e da oferta de crédito à política monetária causam efeitos contrários na taxa de juros do crédito. Por exemplo, um aperto de política monetária tende a diminuir a demanda e a oferta de crédito. A queda da demanda tende a diminuir a taxa de juros e a quantidade de equilíbrio do crédito, enquanto a queda da oferta tende a aumentar a taxa de juros de equilíbrio do crédito e diminuir a quantidade. Logo, a nossa estratégia de identificação pode ser corroborada olhando-se para o sinal do coeficiente de resposta da taxa de juros do crédito à política monetária.

Os resultados desse capítulo mostram que a quantidade e a taxa de juros do crédito respondem fortemente a variações da política monetária, tanto à taxa básica de juros quanto aos recolhimentos compulsórios. Em relação às características bancárias, os resultados mostram que a oferta de crédito de bancos menores e de propriedade nacional é mais sensível a política monetária. Esses resultados refutam a hipótese da existência do canal de crédito bancário no Brasil.

4.2.

Revisão da literatura empírica de canal de crédito bancário

4.2.1.

Os primeiros testes usando dados agregados

Os primeiros testes do canal de crédito bancário da literatura foram baseados em correlações simples entre variáveis agregadas. O artigo seminal é Bernanke e Blinder (1992), que olha como as variáveis agregadas dos balanços bancários se correlacionam com a política monetária (representada pela *FED funds rate*) nos EUA. Eles acham que quando o FED aperta a política monetária, os depósitos bancários caem imediatamente e que a quantidade de empréstimos e o nível de produto agregado diminuem, ambos com a mesma defasagem em relação à variação da política monetária.

contexto de altas taxas de juros causadas por um aperto de política monetária.

Embora consistente com o canal de crédito bancário, essa evidência admite outras interpretações. Uma delas é a de que a queda da quantidade de empréstimos está ocorrendo justamente por que a queda do nível de atividade, consumo e investimento causa queda na demanda por crédito.

Kashyap et al. (1993) tentam resolver esse problema de identificação considerando a flutuação relativa entre os empréstimos bancários e seus substitutos, os *commercial papers*.⁵⁸ Eles mostram que quando há um aperto de política monetária, existe um aumento na emissão de *commercial papers* em relação aos empréstimos bancários. Com essa evidência adicional, eles argumentam que os efeitos agregados medidos são de oferta. Porém, uma hipótese implícita nessa identificação é a de que a demanda por crédito é homogênea, pois se, por exemplo, as firmas menores fossem mais sensíveis à política monetária e ao mesmo tempo mais dependentes de crédito bancário, então os empréstimos bancários cairiam em relação aos *commercial papers*, mas por causa do deslocamento da demanda, não da oferta, de crédito.

4.2.2. Testes usando dados em painel

Dados os problemas de identificação dos testes com dados agregados, a literatura começou a utilizar bancos de dados no nível da firma bancária para assim conseguir identificar o canal de crédito bancário. Com esse tipo de banco de dados é possível usar características individuais dos bancos e associá-las à chance de um dado banco estar restrito no mercado de dívida corporativa ou no mercado de ações. As características bancárias mais comuns utilizadas para esse propósito são tamanho, liquidez e propriedade dos bancos.

O primeiro artigo a usar esse tipo de teste foi Kashyap e Stein (1994). Esse artigo usa o tamanho do banco como a característica que define bancos com mais ou menos chance de estarem restritos nos mercados de financiamento fora do mercado de depósitos. A hipótese é que bancos menores terão mais dificuldades em conseguir acesso a fontes de financiamento alternativas, pois eles têm menor capacidade de oferecer colateral e por isso terão mais problemas informacionais e, na margem, acabarão pagando um *spread* maior por essas fontes de financiamento

⁵⁸ Seria equivalente a emissão de debêntures no Brasil.

alternativas. Dada essa maior restrição, bancos menores serão mais sensíveis à política monetária.

Utilizando o raciocínio acima, a diferença na reação da quantidade de crédito ofertada à política monetária entre bancos “pequenos” e “grandes” seria o canal de crédito bancário. Os autores estimam que a reação da quantidade de crédito em equilíbrio é maior para os menores bancos americanos, quando comparados aos maiores bancos da amostra. Porém, a demanda por crédito de bancos pequenos e grandes poderia responder ao ciclo monetário de forma distinta, o que impediria que interpretássemos a diferença estimada na reação da quantidade de crédito em equilíbrio entre bancos pequenos e grandes como o canal de crédito bancário. Reconhecendo isso, os autores olham para como o volume de títulos da carteira dos bancos varia com a política monetária. A idéia é que se a heterogeneidade da demanda por crédito entre bancos pequenos e grandes não é grande, então o volume de títulos em carteira deveria variar mais para os bancos pequenos do que para os grandes. Os autores mostram que o volume de títulos dos bancos pequenos também reage mais à política monetária. Logo, as duas evidências apresentadas no artigo apontam para a existência do canal de crédito bancário nos EUA.

O segundo teste usando dados em painel é o de Kashyap e Stein (2000). A estratégia utilizada nesse artigo é bem similar aquela de Kashyap e Stein (1994), mas além do tamanho, utiliza-se também a liquidez como característica afetando a chance de um banco individualmente estar restrito no mercado de dívidas que não sejam depósitos. A idéia é que bancos com menores níveis de liquidez passada emprestam menos recursos hoje. Para aqueles bancos restritos no mercado de dívidas que não sejam depósitos, no caso os menores bancos, a sensibilidade do volume de crédito a liquidez passada deveria ser maior em períodos de aperto de política monetária. Já para os maiores bancos, aqueles que não enfrentam restrições de financiamentos, a sensibilidade do volume de crédito à liquidez não dependeria da política monetária. Os resultados mostram que a sensibilidade do volume de crédito hoje à liquidez passada não depende da política monetária para os bancos grandes, enquanto que para os bancos pequenos essa mesma sensibilidade à liquidez é maior em períodos de aperto de política monetária. Portanto, mais uma vez os autores acham evidência da existência do canal de crédito bancário nos EUA.

Takeda et al. (2005) testam o canal de crédito bancário para o Brasil. Esse artigo utiliza a mesma estratégia empírica de identificação de Kashyap e Stein (2000), mas usa uma metodologia de estimação diferente. Além disso, eles utilizam, além da taxa básica de juros, os recolhimentos compulsórios como instrumento de política monetária, assim como nós também os utilizaremos em nossa análise. A grande vantagem dos recolhimentos compulsórios é a de que eles são menos prováveis de afetar a demanda por crédito, pelo menos em um horizonte de curto prazo, o que pode ajudar na identificação do canal de crédito bancário. Os resultados mostram que os recolhimentos compulsórios têm efeito direto sobre a quantidade de crédito, enquanto a taxa básica de juros não. Além disso, eles mostram que como consequência da estrutura progressiva de recolhimentos compulsórios no Brasil⁵⁹, eles afetam mais os bancos grandes do que os pequenos. Logo, separar o efeito da progressividade dos recolhimentos compulsórios do canal de crédito bancário se mostra uma difícil tarefa para o caso brasileiro.

Arena et al. (2007) usam o tipo de propriedade dos bancos como a característica influenciando a chance de ser restrito no mercado de financiamento fora do mercado de depósitos. A idéia é que bancos estrangeiros teriam acesso a mais opções de financiamentos em seus países de origem. Em função disso, eles teriam menos chance de sofrer um efeito direto da política monetária do que os bancos de propriedade doméstica. Além da propriedade, esses autores ainda utilizam tamanho, liquidez e volume de capital próprio. Usando uma base de dados *cross-country*, os autores mostram que bancos estrangeiros reagem menos à política monetária, a um nível de significância estatística de 10%, o que é uma fraca evidência a favor do canal de crédito bancário.

4.3. Evolução recente do mercado de crédito no Brasil

A performance dos mercados de crédito no Brasil é pobre utilizando-se os padrões internacionais. Os *spreads* são altos⁶⁰, e a quantidade de crédito é baixa⁶¹

⁵⁹ Na seção 4.4 daremos uma visão geral da estrutura dos recolhimentos compulsórios no Brasil.

⁶⁰ Na tabela 1 de Gelos (2006) é mostrado que a média da margem da taxa de juros *ex-post* na América Latina é de 8,0%, enquanto que a mesma média da margem para as outras economias emergentes é de 5%. O Brasil tem a sexta maior margem da América Latina, 8,9%, portanto, acima da média da região. Para se ter uma base de comparação, a margem para o México é de 6,6%, para o Chile é de 5,5% e para a Colômbia é de 4%. Essa medida de margem foi calculada

mesmo quando comparamos o Brasil a outras economias emergentes⁶². Por exemplo, o *spread* médio na concessão de crédito no Brasil em dezembro de 2002 era de 31,1% ao ano, sendo a média para as firmas de 16,2% ao ano e a média para indivíduos de 54,5% ao ano⁶³. O gráfico 1 mostra que apesar da razão crédito-PIB ter crescido de 22,3% em julho de 2004 para 32,4% em julho de 2007, ela ainda é muito baixa quando se compara com os valores de economias emergentes parecidas com o Brasil.

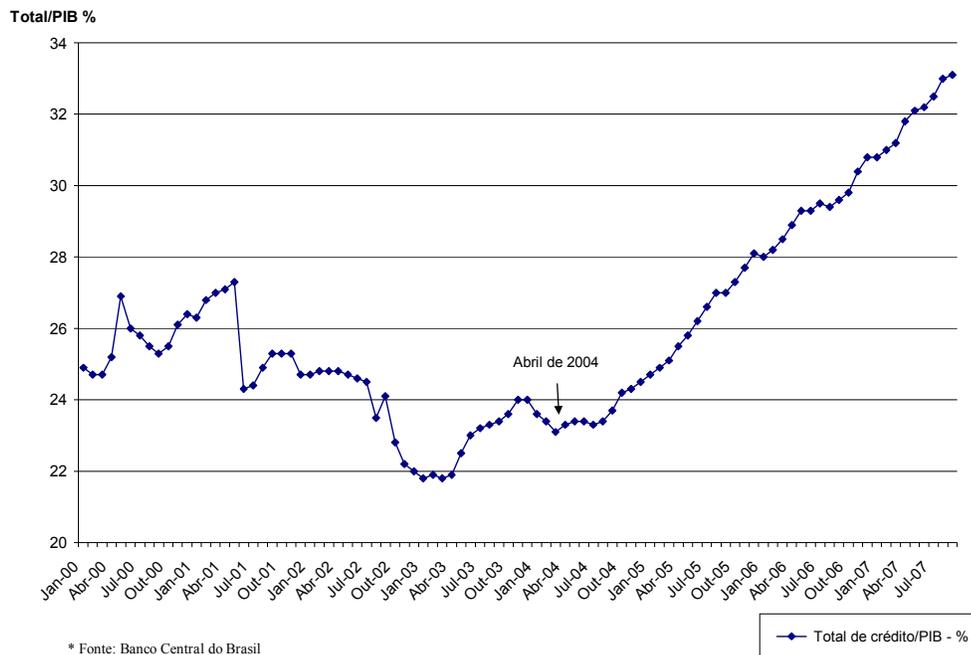
Podemos ver na figura 6 que a razão crédito-PIB antes de 2004 oscilou muito e apresentou uma tendência de queda. Esse movimento foi causado pela seqüência de crises, internas e externas, pelas quais o Brasil passou no período. Por exemplo, a grande queda do volume de crédito no período entre julho de 2002 e o início de 2004 pode ser, pelo menos em parte, atribuída ao aumento da aversão ao risco causado pela expectativa, e depois pela efetiva, eleição do presidente Lula. Após Lula manter os principais pilares da política macroeconômica anterior e assim estabilizar as expectativas dos agentes, a razão crédito-PIB passou a crescer de forma sustentada a partir de abril de 2004. Porém, junto com a estabilização macroeconômica, uma condição necessária para o mercado de crédito deslanchar, havia um esforço antigo de governo na busca pela melhoria do funcionamento do mercado de crédito no Brasil. Desde 1999, o Banco Central do Brasil ativamente trabalha em um projeto que visa explicitamente à diminuição dos *spreads* dos empréstimos bancários. Dentre as medidas implementadas desde então se destacam a nova lei de falências, a regulação dos empréstimos com consignação na folha de pagamentos de aposentados e pensionistas do INSS e trabalhadores da iniciativa privada, o aumento do compartilhamento de informações entre os bancos através da criação da Central de risco e o incentivo a melhora de práticas de gerenciamento de risco e transparência no apreçamento do crédito pelos bancos.

pelo autor, usando os dados do BankScope do FMI, através da renda total menos a despesa total de juros dividida pela soma do estoque de ativos que rendem juros.

⁶¹ A figura 1 de Gelos (2006) mostra que em uma amostra selecionada de 16 países, incluindo economias desenvolvidas e emergentes, o Brasil tem a sexta menor razão entre o crédito ao setor privado e o PIB, abaixo da média da América Latina. Por exemplo, o Brasil está atrás do Chile, Bolívia, Costa Rica e Honduras.

⁶² Ver Costa e Nakane (2005), que mostram as dificuldades metodológicas nas comparações internacionais de *spreads* bancários. Ver Costa e Nakane (2004), que mostram uma metodologia bem interessante de decomposição do *spread* bancário entre custos, impostos e margem de lucro no Brasil.

Figura 6 Total de operações de crédito do sistema financeiro sobre o PIB - %*



Uma característica importante do mercado de crédito brasileiro, como mostrado no capítulo 1, é a grande participação do setor público. Apesar de na segunda metade da década de 90 ter havido um programa do governo federal visando diminuir a participação do setor público no sistema bancário mediante privatização de bancos públicos estaduais (PROES), ainda assim a participação estatal na atividade bancária no Brasil é muito alta hoje. Dois entre os cinco maiores bancos comerciais do Brasil, Banco do Brasil e a Caixa Econômica Federal, são possuídos pelo governo federal, além de um grande banco de desenvolvimento nacional, o BNDES, que sozinho era responsável por 22,8% do total de crédito na economia em dezembro de 2002. Em geral, bancos públicos têm acesso preferencial ou exclusivo a fontes de financiamentos mais baratas e estáveis. Por exemplo, o Banco do Brasil tem acesso preferencial a contas-salário de servidores públicos, uma categoria de trabalhadores com estabilidade do emprego, o BNDES tem acesso a recursos do FAT (Fundo de Amparo ao Trabalhador) e a Caixa tem acesso também a parte dos recursos do FAT e do FGTS (Fundo de Garantia por Tempo de Serviço). Ambos os fundos são

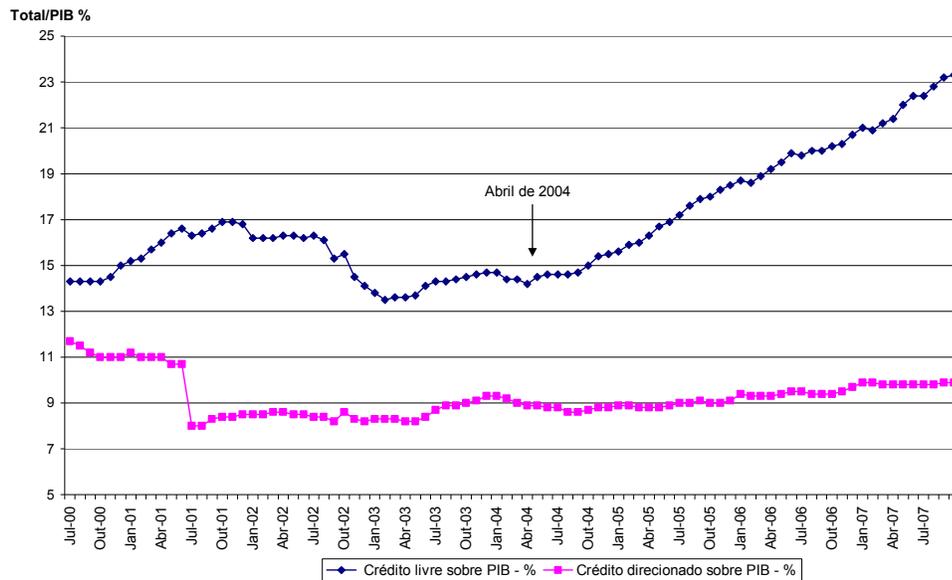
⁶³ Fachada, Figueiredo e Lundberg (2003).

obrigatórios a trabalhadores e empregadores do setor formal e têm suas remunerações legalmente determinadas em níveis abaixo da taxa básica de juros de mercado.

A alocação de grande parte dos recursos captados pelos grandes bancos públicos é direcionada para determinados setores da economia. O Banco do Brasil aloca uma proporção de seu passivo muito maior do que qualquer outro banco no setor rural, a Caixa é legalmente obrigada a alocar parte de seus recursos aos empréstimos imobiliários e o BNDES direciona seus recursos seguindo determinados critérios de forma a estimular determinados setores da economia, como a infra-estrutura e setores ligados à exportação. Essa grande presença do setor público no sistema bancário cria distorções na alocação de recursos da economia, pois alguns tipos de tomadores de crédito, aqueles escolhidos como mais importantes pelo governo, pagarão um *spread* bem menor do que o resto da economia.

Esses recursos que são “carimbados” para determinados tipos de tomadores são denominados de crédito direcionado. Como dito anteriormente, esse tipo de crédito tem a origem e a aplicação de recursos específicos e os preços em ambas as pontas do mercado não são livremente negociados. Os empréstimos remanescentes no mercado de crédito são chamados de crédito livre, pois nesse caso todas as condições contratuais do empréstimo (taxa de juros, quantidade, prazo, nível de colateralização, indexação da taxa de juros, etc.) são livremente negociadas entre o doador e o tomador do crédito. A base de dados utilizada neste capítulo é a mesma do capítulo 2, contendo informações de taxa de juros e volume apenas do que chamamos de crédito livre. Como nosso foco é a medição de como as cláusulas negociadas dos contratos de crédito reagem à política monetária, é natural utilizarmos apenas o crédito livre, pois como foi descrito anteriormente o crédito direcionado é altamente regulado e não é claro como ele reage ou mesmo se ele reage às variações da política monetária. A figura 7 abaixo mostra a evolução dos créditos livre e direcionado entre junho de 2000 e setembro de 2007.

Figura 7 Crédito livre x Crédito direcionado – Total/PIB, %*



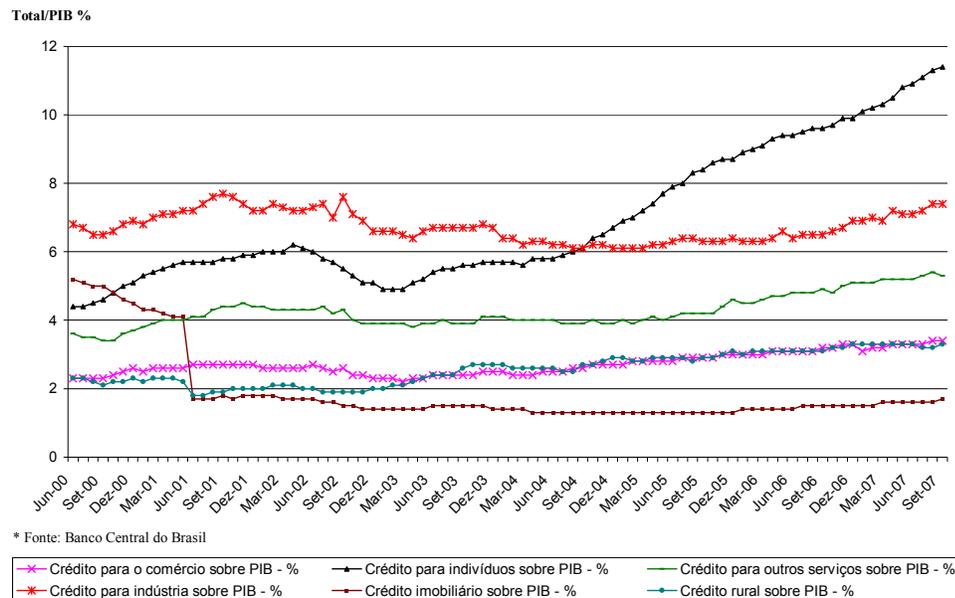
* Fonte: Banco Central do Brasil

A figura 7 mostra que a taxa de crescimento do crédito livre a partir de abril de 2004 é muito maior do que a do crédito direcionado. Entre abril de 2004 e setembro de 2007, o crédito livre cresceu de 14,5% para 23,3% do PIB, um crescimento proporcional de 60%, enquanto o crédito direcionado no mesmo período cresceu de 8,9% para 9,9% do PIB, um crescimento proporcional de apenas 11%. Essa diferença na trajetória de crescimento não é surpreendente, uma vez que o relaxamento da política monetária a partir da segunda metade de 2003 e as medidas de melhoria institucional do mercado de crédito descritas anteriormente afetam primordialmente a parte do mercado de crédito aonde os termos de empréstimos são livremente negociados. Outra característica interessante da figura acima é que em todo o período o crédito livre é significativamente maior do que o direcionado, o que confere aos nossos resultados relevância quantitativa em relação ao mercado de crédito. Porém, isso não quer dizer que o mercado de crédito tenha efeito importante em termos de nível de atividade no Brasil, como é o caso das economias mais avançadas. Na verdade, os gráficos 1 e 2 mostram que apesar do grande crescimento recente, o crédito ainda hoje é baixo em relação ao PIB, levando-se em conta os padrões internacionais, o que provavelmente implica que embora o mercado de crédito

tenha se tornado mais relevante para a atividade econômica no Brasil, seu impacto sobre o PIB ainda hoje é potencialmente pequeno.

A figura 8 abaixo mostra a evolução do crédito bancário ao setor privado por tipo de tomador.

Figura 8 Crédito total ao setor privado por tipo de tomador sobre o PIB - %*



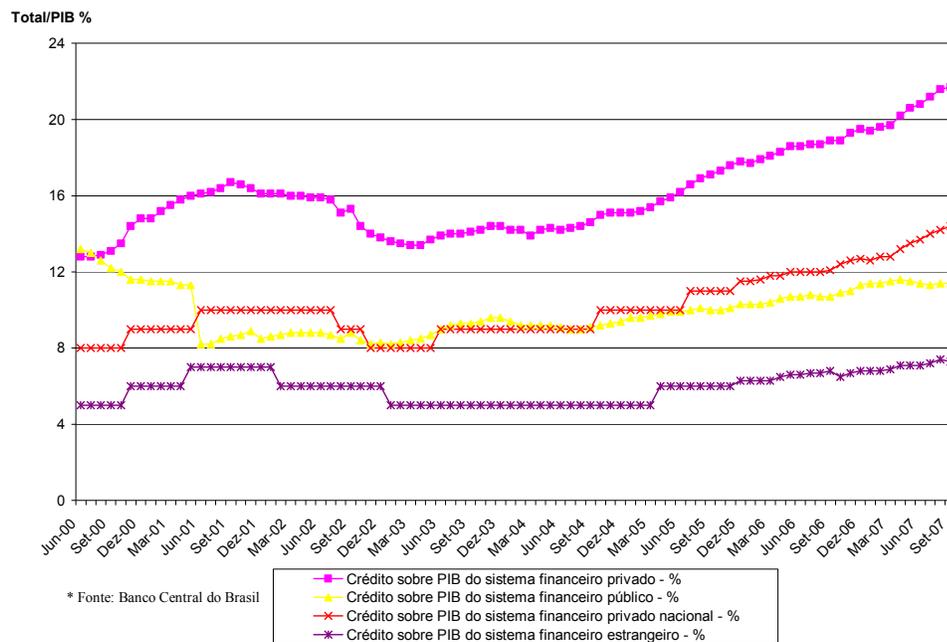
A característica mais marcante dessa figura é o grande aumento do crédito para indivíduos como proporção do PIB. Entre junho de 2000 e setembro de 2007 o crédito para indivíduos passou de 4,4% para 11,4% do PIB, um aumento proporcional de 160%, enquanto o crédito para indústria, por exemplo, teve um crescimento proporcional no período de apenas 8,8%. Em termos relativos, o crédito para indivíduos era apenas o terceiro colocado entre os créditos por tipo de tomador em junho de 2000, ficando atrás do crédito para indústria e o imobiliário, passando para a primeira colocação em outubro de 2004 e desde então se consolidando no primeiro posto, aumentando a diferença em relação ao segundo colocado ao longo do tempo. Esse grande aumento relativo do crédito para indivíduos teve como principal causa à extensão do crédito com consignação em folha de pagamento para aposentados e pensionistas do INSS e trabalhadores da iniciativa privada no final de 2003 como destacado anteriormente. Esse tipo de crédito, na prática, tem um colateral muito melhor do que a média dos colaterais das outras modalidades, no caso o direito de reter diretamente o salário do

devedor. Isso fez com que tanto a oferta quanto a demanda por crédito para indivíduos se expandissem redundando no aumento relativo observado.

Outro fato interessante visto na figura 8 foi a forte queda do crédito imobiliário em junho de 2001, passando de 4,1% do PIB em maio de 2001 para 1,7% do PIB em junho de 2001, uma queda de 2,4% do PIB em apenas um mês. Essa queda está ligada a uma reestruturação da carteira de crédito imobiliário da Caixa Econômica Federal. Neste mês, o governo reconheceu a existência de uma enorme quantidade de crédito de qualidade ruim na carteira imobiliária da Caixa e visando fortalecer a saúde financeira da mesma no contexto do PROEF (Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais) ele determinou que a EMGEA (Empresa Gestora de Ativos) comprasse essa parte da carteira de crédito imobiliário da Caixa.

A figura 9 mostra a evolução do volume de crédito por tipo de propriedade de banco.

Figura 9 Crédito sobre PIB por propriedade - %*



A primeira coisa a se notar no gráfico é a queda da participação do setor público no período e o concomitante aumento da participação do setor privado. O processo de privatização dos bancos públicos estaduais diminuiu a presença do Estado no setor bancário, aumentando a presença relativa do setor privado. O crédito do setor financeiro público era de 13,2% do PIB contra 12,9% do sistema

financeiro privado. Em junho de 2005, esses números passaram a ser de 9,9% para o sistema financeiro público e 16,2% para o sistema financeiro privado⁶⁴. A partir de março de 2003, ambos os tipos de crédito passaram a crescer fortemente. Entre março de 2003 e setembro de 2007, o volume de crédito do sistema financeiro público aumentou de 8,4% para 11,4% do PIB (um crescimento proporcional de 35,7%), enquanto o volume de crédito do sistema financeiro privado aumentou de 13,4% para 21,7% do PIB (um crescimento proporcional de 61,9%).

O volume de crédito do sistema financeiro estrangeiro cresceu entre junho de 2000 e o início de 2002 de 5% para 7% do PIB, pois parte dos bancos estaduais privatizados foram comprados por bancos estrangeiros. Porém, entre o início de 2002 e de 2005, houve uma queda do volume de 7% para 5%, provavelmente por causa da fuga de capitais estrangeiros durante a crise das eleições em 2002. Depois de passado o período de instabilidade após a eleição de 2002, o volume de crédito do sistema financeiro estrangeiro voltou a crescer alcançando o nível de 7,3% do PIB em setembro de 2007. É interessante notar que o volume crédito do sistema financeiro nacional seguiu uma trajetória similar, mas em um nível acima.

4.4.

Base de dados e estatísticas descritivas

Neste capítulo utilizaremos a mesma base de dados do capítulo 3, mas ao invés de trabalhar com médias e somas mensais utilizaremos os dados em sua frequência original diária. Essa base de dados começou a ser reportada em junho de 2000 e nesse capítulo utilizaremos os dados até dezembro de 2006. Além das duas modalidades descritas na seção 3.3, existem outras 14 modalidades na base de dados, sendo 6 modalidades de crédito para indivíduos e 11 de crédito para firmas. Os tipos de crédito diferem em algumas dimensões como o nível e o tipo de colateral, o tipo de tomador e o propósito da tomada de empréstimo, o qual é ligado a maturidade do crédito e a presença da indexação da taxa de juros⁶⁵. Nesse

⁶⁴ Outro fator por trás dessa queda na participação do setor público foi a já mencionada reestruturação da carteira de crédito imobiliário da Caixa Econômica Federal.

⁶⁵ A nossa amostra terá apenas empréstimos com taxa de juros prefixadas. Isso nos faz retirar da amostra as três modalidades ligadas a exportações e importações (indexadas pela taxa de câmbio) e aquelas ligadas ao financiamento imobiliário (indexados à TR). Esse corte da amostra evita ruídos desnecessários aos nossos dados, que os cálculos de expectativas em taxa de juros indexadas trariam, a um custo baixo, dado que a maior parte do crédito no Brasil tem taxa de juros prefixados.

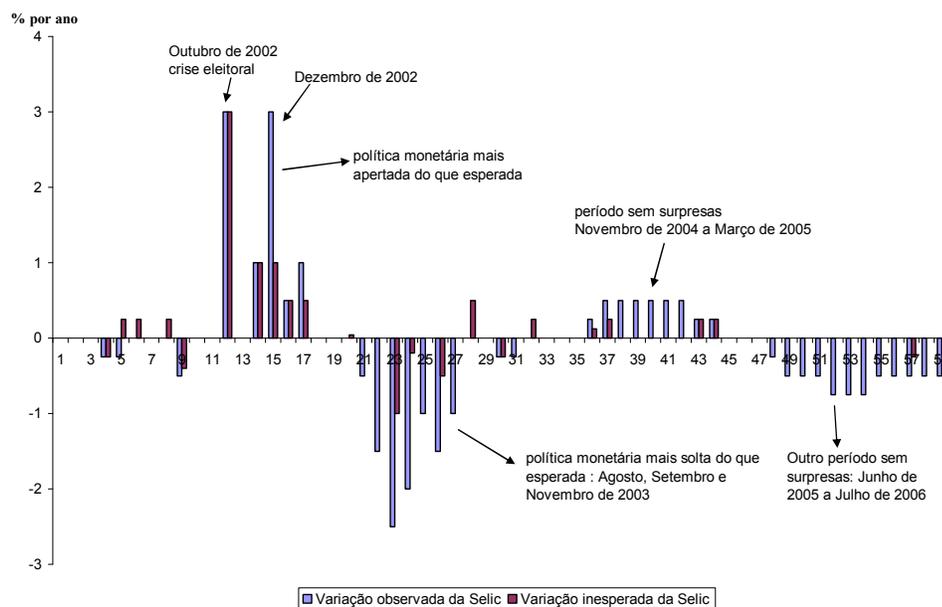
capítulo as variáveis dependentes utilizadas serão a taxa de juros e o volume de novas concessões de crédito.

Nossas principais variáveis independentes serão a surpresa no anúncio pelo Banco Central da taxa básica de juros e as variações na alíquota efetiva dos recolhimentos compulsórios. No Brasil, além da taxa básica de juros, os recolhimentos compulsórios também são frequentemente utilizados como instrumento auxiliar de política monetária. Portanto, é importante medirmos a reação dos bancos aos anúncios de mudanças de alíquotas dos recolhimentos compulsórios.

A surpresa no anúncio da nova meta para a Taxa Selic (Selic daqui para frente) será definida como a nova meta anunciada pelo COPOM menos a mediana das expectativas em relação à taxa Selic no dia anterior ao anúncio. As séries de meta da Selic e das expectativas em relação a ela são removidas do site do Banco Central. Como a série de expectativas começa apenas em novembro de 2001, o período da amostra começará nessa data.

Abaixo, a figura 10 mostra o comportamento das variações observadas e as surpresas no anúncio da meta da Selic.

Figura 10 Variação observada da Selic x Variação não esperada da Selic



A figura 10 mostra grandes variações inesperadas no final de 2002: 3% ao ano em outubro de 2002, 1% ao ano em novembro e dezembro de 2002. Essa

divergência entre a meta anunciada e a esperada nesse período refletiu a volatilidade da crise das eleições de 2002. Nos dois primeiros meses da administração Lula (janeiro e fevereiro de 2003) houve variações inesperadas positivas de novo, agora refletindo a tentativa do Banco Central de estabelecer reputação ao novo governo. De agosto a novembro de 2003 ocorreu uma série de variações inesperadas negativas da Selic, depois disso dois longos períodos sem surpresas em anúncios da Selic, novembro de 2004 a março de 2005 e junho de 2006 a julho de 2007.

A tabela 47 abaixo mostra as correlações entre a taxa de juros média agregada do crédito e o volume de crédito agregado e as duas medidas de variação da Selic, inesperada e observada.

Tabela 47 Correlações entre taxa de juros e novas concessões de crédito e Selic*

	Varição inesperada da Selic	Varição observada da Selic
<i>Taxa de juros</i> $t-1$	-0,25	-0,15
<i>Taxa de juros</i> $t-2$	-0,20	-0,01
<i>Taxa de juros</i> $t-3$	0,19	0,16
<i>Taxa de juros</i> $t-4$	0,38	0,38
<i>Taxa de juros</i> $t-5$	0,12	0,13
<i>novas concessões</i> $t-1$	0,10	-0,11
<i>novas concessões</i> $t-2$	0,002	-0,14
<i>novas concessões</i> $t-3$	-0,22	-0,23
<i>novas concessões</i> $t-4$	-0,08	-0,28
<i>novas concessões</i> $t-5$	0,14	-0,0001

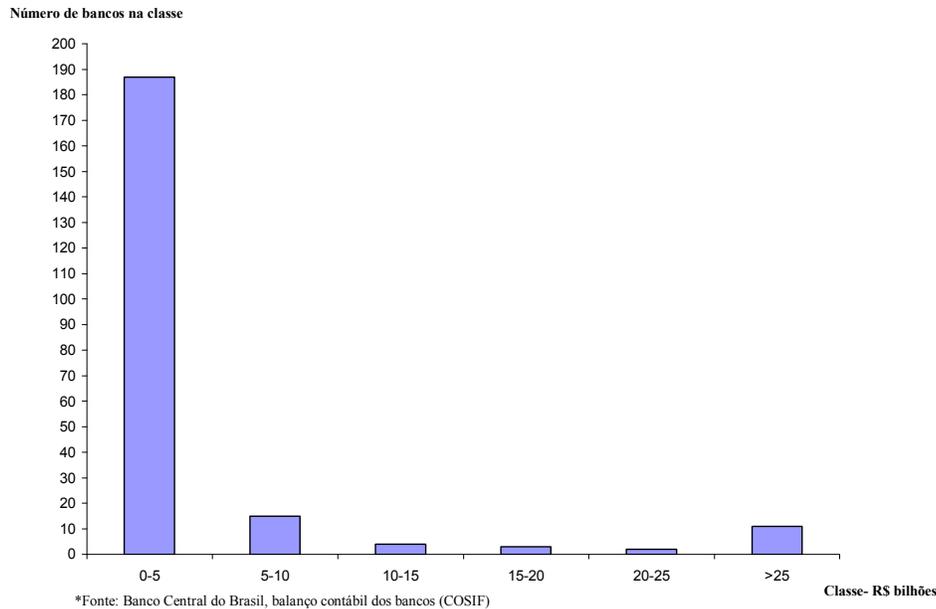
*Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central. As definições das variáveis são as seguintes: *taxa de juros* $t-1$ é a diferença da taxa de juros anual média do crédito um dia depois da reunião do COPOM e a taxa de juros média um dia antes da reunião; *taxa de juros* $t-2$ é a diferença da taxa de juros anual média do crédito dois dias depois da reunião do COPOM e a taxa de juros média um dia antes da reunião; a mesma lógica se aplica a defasagens de ordem superior e para as novas concessões de crédito.

Um comportamento claro pode ser verificado a partir dessa tabela. As correlações mostram que são necessários mais de dois dias para que a taxa de juros e o volume do crédito reajam a variações da Selic, observadas e inesperadas. Enquanto que nas janelas mais curtas, de 1 e 2 dias, em geral as correlações têm sinal contrário ao esperado e menor valor absoluto, nas janelas de 3 e 4 dias os sinais das correlações estão de acordo com o esperado e os valores são maiores.

Nas nossas estimações, estamos interessados em verificar se bancos com diferentes características reagem com intensidades diferentes à política monetária. Dentre essas características, a mais importante é o tamanho do banco, que

mediremos como o total de ativos⁶⁶. Na nossa amostra há 221 bancos. Na figura 11 abaixo mostramos a distribuição do total de ativos desses 221 bancos⁶⁷.

Figura 11 Frequência amostral do total de ativos*



A figura 11 mostra que em um extremo há uma concentração de pequenos bancos (187 bancos) com total de ativos de baixo montante relativo (até R\$5 bilhões), representando 13% da quantidade total de ativos do sistema. Em outro extremo, existe uma pequena quantidade de grandes bancos múltiplos (11 bancos)⁶⁸ com total de ativos superior à R\$25 bilhões, representando 66,4% da quantidade total de ativos do sistema. Entre esses dois extremos se situam bancos de porte médio (24 bancos), com total de ativos entre R\$5 bilhões e R\$25 bilhões, representando 20,6% da quantidade total de ativos do sistema.

Um dos objetivos do capítulo é estudar o canal do crédito bancário. Para isso é importante analisarmos o funcionamento do mercado de depósitos, pois é através dele que a política monetária afeta o crédito bancário nesse canal.

⁶⁶ Os dados de ativo total são dos balanços contábeis dos bancos, retirados do COSIF (Plano Contábil das Instituições Financeiras do Sistema Financeiro Nacional).

⁶⁷ Para se montar essa figura calculou-se o valor médio do total de ativos de cada banco no período da amostra e depois se montou cada classe amostral baseada nessa medida construída. Cada classe tem um tamanho fixo de R\$5 bilhões, exceto a última que ficou sendo a classe residual.

⁶⁸ Desses, 3 são públicos (representam 22,1% da quantidade total de ativos do sistema), 3 são estrangeiros (representam 8,2% da quantidade total de ativos do sistema) e 5 são privados nacionais (representam 38,3% da quantidade total de ativos do sistema).

Portanto, mostraremos algumas estatísticas descritivas da composição de *funding* dos bancos para cada porte de banco. Da análise anterior sobre o total de ativos dos bancos classificaremos as instituições da seguinte maneira: a categoria residual de bancos com total de ativos acima de R\$25 bilhões chamaremos de bancos grandes, os 24 bancos com total de ativos entre R\$5 bilhões e R\$25 bilhões chamaremos de bancos médios e os bancos com total de ativos inferior a R\$5 bilhões chamaremos de bancos pequenos. A tabela 48 abaixo mostra a composição de *funding* via depósitos para cada categoria criada.

Tabela 48 *Funding* via depósitos por porte - % do passivo total*

Bancos grandes				
	Total de depósitos/Passivo	Depósitos à vista/Passivo	Depósitos a prazo/Passivo	Poupança/Passivo
Média	45,7	8,1	23,4	14,2
Mediana	45,6	8,9	22,0	12,4
Mínimo	25,8	2,9	3,2	1,2
Máximo	74,7	13,0	43,6	31,3
Bancos médios				
	Total de depósitos/Passivo	Depósitos à vista/Passivo	Depósitos a prazo/Passivo	Poupança/Passivo
Média	20,7	2,5	14	4,6
Mediana	18,1	0,7	11	0
Mínimo	0	0	0	0
Máximo	65,2	9	38	29,1
Bancos Pequenos				
	Total de depósitos/Passivo	Depósitos à vista/Passivo	Depósitos a prazo/Passivo	Poupança/Passivo
Média	33,8	3,5	29	1,2
Mediana	25,5	0,5	20	0
Mínimo	0	0	0	0
Máximo	98,1	67	98	37,3

*Fonte: Elaboração própria a partir dos dados dos balanços contábeis bancários (Cosif, Banco Central do Brasil)

Dessa tabela, podem-se notar claras diferenças no modo como cada categoria de banco se financia. Os bancos grandes têm a maior percentagem de depósitos como forma de passivo. Porém, a relação entre a proporção de depósitos como passivo e porte não é monotônica, dado que os bancos médios têm uma proporção de depósitos menor do que a dos bancos pequenos.

Para os bancos grandes, depósitos à vista e poupança são importantes fontes de financiamento (22,3% do passivo) assim como os depósitos a prazo (23,4%). Para os bancos pequenos e médios, o depósito a prazo é a única fonte de financiamento relevante em termos quantitativos. Como explicado anteriormente, esses tipos de banco não têm a estrutura operacional adequada para competir nos mercados de depósitos à vista e de poupança, mas o mercado de depósitos a prazo de grande denominação pode ser disputado pelas instituições de menor porte.

A tabela 49 abaixo reproduz a tabela 47, mas divide os bancos entre pequenos, médios e grandes.

Tabela 49 Correlações entre variações da Selic e variáveis de crédito por porte*

	Bancos Grandes	
	Variação inesperada da Selic	Variação observada da Selic
<i>Taxa de juros</i> _{t-1}	-0,04	-0,01
<i>Taxa de juros</i> _{t-2}	-0,06	-0,05
<i>Taxa de juros</i> _{t-3}	0,10	0,09
<i>Taxa de juros</i> _{t-4}	0,13	0,26
<i>Taxa de juros</i> _{t-5}	0,12	0,13
<i>novas concessões</i> _{t-1}	0,07	-0,15
<i>novas concessões</i> _{t-2}	0,061	-0,09
<i>novas concessões</i> _{t-3}	-0,13	-0,19
<i>novas concessões</i> _{t-4}	-0,11	-0,31
<i>novas concessões</i> _{t-5}	0,14	-0,02
	Bancos Médios	
	Variação inesperada da Selic	Variação observada da Selic
<i>Taxa de juros</i> _{t-1}	-0,04	-0,09
<i>Taxa de juros</i> _{t-2}	-0,03	-0,12
<i>Taxa de juros</i> _{t-3}	-0,12	-0,18
<i>Taxa de juros</i> _{t-4}	-0,06	-0,17
<i>Taxa de juros</i> _{t-5}	0,14	0,04
<i>novas concessões</i> _{t-1}	0,04	-0,11
<i>novas concessões</i> _{t-2}	0,07	-0,11
<i>novas concessões</i> _{t-3}	-0,02	-0,11
<i>novas concessões</i> _{t-4}	-0,11	-0,31
<i>novas concessões</i> _{t-5}	0,17	0,02
	Bancos Pequenos	
	Variação inesperada da Selic	Variação observada da Selic
<i>Taxa de juros</i> _{t-1}	0,03	-0,03
<i>Taxa de juros</i> _{t-2}	-0,002	-0,07
<i>Taxa de juros</i> _{t-3}	-0,06	-0,10
<i>Taxa de juros</i> _{t-4}	0,07	0,09
<i>Taxa de juros</i> _{t-5}	0,08	0,01
<i>novas concessões</i> _{t-1}	-0,05	-0,17
<i>novas concessões</i> _{t-2}	0,01	-0,15
<i>novas concessões</i> _{t-3}	-0,07	-0,10
<i>novas concessões</i> _{t-4}	-0,07	-0,24
<i>novas concessões</i> _{t-5}	0,17	0,01

*Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Banco Central. As definições das variáveis são as seguintes: *taxa de juros*_{t-1} é a diferença da taxa de juros anual média do crédito um dia depois da reunião do COPOM e a taxa de juros média um dia antes da reunião; *taxa de juros*_{t-2} é a diferença da taxa de juros anual média do crédito dois dias depois da reunião do COPOM e a taxa de juros média um dia antes da reunião; a mesma lógica se aplica a defasagens de ordem superior e para as novas concessões de crédito.

Essa tabela mostra que as correlações entre a taxa de juros e o volume de novas concessões de crédito e as variações da Selic (inesperada e observada) na janela de 3 e 4 dias são as maiores e tem os sinais esperados. Para os bancos

médios as correlações de novas concessões e as medidas de variação da Selic têm o sinal esperado, mas a taxa de juros do crédito não, exceto na janela de 5 dias. Para os bancos pequenos as correlações das duas variáveis com as medidas de variação da Selic, em geral, apresentam o sinal esperado (no caso da taxa de juros apenas nas janelas de 1, 4 e 5 dias). A tabela mostra os resultados geralmente encontrados nesse capítulo: bancos grandes reagem mais a mudanças de política monetária do que os bancos médios e pequenos. Essa evidência descritiva é contrária a existência do canal de crédito bancário no Brasil.

Um outro instrumento de política monetária, que apesar de seu desuso na maior parte dos países ainda é usado freqüentemente no Brasil, é o recolhimento compulsório dos depósitos dos bancos junto ao Banco Central, remunerados a uma taxa estipulada pela própria autoridade monetária. Esse requerimento afeta diretamente a capacidade dos bancos transformarem depósitos em empréstimos, o chamado multiplicador bancário. Além disso, variações da proporção do montante recolhido em relação aos depósitos totais (a alíquota efetiva de compulsório) agem como um imposto sobre os bancos, pois ao limitar os possíveis usos dos depósitos, os estimulam a compensarem as perdas com os recursos compulsoriamente recolhidos mediante aumentos da taxa de juros do crédito. Sendo assim, variações na alíquota efetiva do compulsório devem causar variações tanto no volume quanto na taxa de juros do crédito.

O Brasil tem uma complexa estrutura de recolhimentos compulsórios. Existem três diferentes alíquotas nominais para cada uma das três formas de depósitos bancários: depósitos à vista, depósitos a prazo e depósitos de poupança. Além disso, há diferentes deduções e isenções para cada um deles. Por exemplo, para o cálculo da exigibilidade do recolhimento compulsório sobre recursos à vista, cada banco calcula a quantidade que estaria sujeita ao recolhimento. Desse valor, ele subtrai o montante da dedução antes de aplicar a alíquota nominal correspondente. Na prática, o Brasil tem uma estrutura de recolhimentos compulsórios progressiva, quanto maior o banco (quanto mais depósito ele capta), maior será a alíquota efetiva paga.

Uma característica importante das regras do recolhimento compulsório no Brasil é que cada tipo de compulsório tem uma remuneração diferente. Enquanto recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista não são remunerados,

depósitos a prazo têm remuneração igual a da Taxa Selic⁶⁹ e depósitos de poupança têm uma remuneração que é igual à Taxa TR mais um percentual fixo determinado pelo Banco Central⁷⁰.

Em Agosto de 2002, no começo da crise eleitoral, a estrutura dos recolhimentos compulsórios no Brasil se tornou ainda mais complexa com a criação da exigibilidade adicional, uma nova categoria de recolhimento compulsório que incidia ao mesmo tempo nos três tipos de depósitos. A nova regra estabelecia que além das outras alíquotas existentes, seriam criadas uma nova alíquota de 3% sobre depósitos à vista e a prazo e uma nova alíquota de 5% sobre depósitos de poupança. Além disso, foi criada uma dedução de R\$30 milhões na quantidade final a ser cumprida, de forma a não tornar a operação de pequenos bancos inviável. Para essa nova categoria de recolhimento compulsório foi estabelecida uma remuneração igual à Taxa Selic.

Além da complexidade da estrutura, uma característica marcante desde o Plano Real é que o nível dessas alíquotas em média foi muito alto, comparado aos padrões internacionais, mesmo amostras de países emergentes. Esse alto nível de compulsório é um importante fator explicativo do alto nível dos *spreads* bancários brasileiros ao longo desse período. Além disso, as variações desses níveis ocorreram em uma frequência suficientemente grande para se acreditar que os compulsórios também tiveram importantes efeitos dinâmicos sobre as variáveis de crédito. Por isso, achamos importante também estimar o efeito desse instrumento adicionalmente ao efeito da taxa básica de juros.

As alíquotas nominais correntes são de 45% para o recolhimento sobre depósitos à vista, e de 15% sobre recursos a prazo e de poupança. As alíquotas de recolhimento compulsório adicional são de 8% para depósitos à vista e a prazo e de 10% para depósito de poupança. As deduções são de R\$44 milhões para os depósitos à vista, R\$30 milhões para os depósitos a prazo e R\$100 milhões para o recolhimento adicional. Além disso, há isenção de R\$10 mil no recolhimento

⁶⁹ Na verdade esse compulsório é cumprido em títulos públicos, enquanto os outros são cumpridos em *cash*. Sendo assim, sua remuneração será igual a do título público vinculado ao seu cumprimento, o que na prática será muito próximo à Taxa Selic.

⁷⁰ Atualmente, essa remuneração é igual à TR + 6% a.a (aproximadamente 8,17% a.a).

sobre recursos à vista e de R\$300 milhões no recolhimento sobre recursos a prazo⁷¹.

Podemos identificar nove alterações de regras que impactaram significativamente a proporção de depósitos recolhidos pelos bancos entre junho de 2000 e dezembro de 2006 (período para o qual se têm disponíveis os dados de crédito)⁷².

Tabela 50 Mudanças nas regras do recolhimento compulsório

Alteração	Data do anúncio	Tipo de compulsório	Mudança na alíquota	Mudança na dedução	Mudança na isenção
1ª	7/6/2000	Depósitos à vista	55% para 45%	Nenhuma	Nenhuma
2ª	21/9/2001	Depósitos a prazo	0% para 10%	R\$0 para R\$30 milhões	Nenhuma
3ª	14/6/2002	Depósitos a prazo	10% para 15%	Nenhuma	Nenhuma
4ª	24/6/2002	Poupança	15% para 20%	Nenhuma	Nenhuma
5ª	14/8/2002	Adicional	0% para 3% (depósitos à vista e a prazo) e 0% para 5% (poupança)	R\$0 para R\$30 milhões	Nenhuma
6ª	11/10/2002	Adicional	3% para 8% (depósitos à vista e a prazo) e 5% para 10% (poupança)	R\$30 milhões para R\$100 milhões	Nenhuma
7ª	19/2/2003	Depósitos à vista	45% para 60%	R\$4 milhões para R\$44 milhões	Nenhuma
8ª	8/8/2003	Depósitos à vista	60% para 45%	Nenhuma	Nenhuma
9ª	19/11/2004	Depósitos a prazo	Nenhuma	Nenhuma	R\$0 para R\$300 milhões

Construiremos uma medida de alíquota efetiva total, utilizando os quatro tipos de recolhimento compulsório (incluindo o compulsório adicional como uma categoria a parte) para construí-la, mas sem que a remuneração incidente em cada tipo de compulsório influencie essa medida. Definimos as alíquotas nominais, deduções e isenções da seguinte forma:

⁷¹ Isso significa que bancos com exigibilidade menor ou igual à R\$300 milhões não precisam cumprir o requerimento sobre recursos a prazo.

⁷² Houve outra alteração de regra anunciada no dia 19 de dezembro de 2002 aumentando a dedução dos recolhimentos compulsórios sobre recursos à vista de R\$2 milhões para R\$4 milhões. Como a variação de alíquota efetiva dessa alteração foi muito pequena, iremos desconsiderá-la para propósitos de estimação.

- $aliq_t^v$ - alíquota nominal sobre recursos à vista no período t .
- $aliq_t^{prz}$ - alíquota nominal sobre recursos a prazo no período t .
- $aliq_t^{poup}$ - alíquota nominal sobre recursos de poupança no período t .
- $aliq_t^{adv}$ - alíquota nominal adicional sobre recursos à vista no período t .
- $aliq_t^{adpz}$ - alíquota nominal adicional sobre recursos a prazo no período t .
- $aliq_t^{adpoup}$ - alíquota nominal adicional sobre recursos de poupança no período t .
- dep_vista_{it} - depósitos à vista do banco i no período t .
- dep_prazo_{it} - depósitos a prazo do banco i no período t .
- $poup_{it}$ - depósitos de poupança do banco i no período t .
- d_t^v - dedução dos depósitos à vista no período t .
- d_t^{pzo} - dedução dos depósitos a prazo no período t .
- d_t^{ad} - dedução dos depósitos adicionais no período t .
- $isencao_t^v$ - isenção dos depósitos à vista no período t .
- $isencao_t^{pzo}$ - isenção dos depósitos a prazo no período t .

Dadas as definições acima, a alíquota efetiva total do banco i no período t será:

$$Aliq_efetiva_total_{it} = \frac{\left\{ \begin{array}{l} \max\{aliq_t^v [\max(dep_vista_{it} - d_t^v, 0)] - isencao_t^v, 0\} + \max\{aliq_t^{prz} [\max(dep_prazo_{it} - d_t^{pzo}, 0)] - isencao_t^{pzo}, 0\} + aliq_t^{poup} poup_{it} \\ + \max\{[aliq_t^{adv} dep_vista_{it} + aliq_t^{adpz} dep_prazo_{it} + aliq_t^{adpoup} poup_{it} - d_t^{ad}], 0\} \end{array} \right\}}{dep_vista_{it} + dep_prazo_{it} + poup_{it}}$$

$Aliq_efetiva_total_{it}$ é a alíquota efetiva total do banco i no período t considerando todos os tipos de compulsórios existentes no Brasil. Como cada um desses compulsórios tem diferentes remunerações, esse não é o modo ideal de calcular a alíquota. O modo ideal seria calcular uma alíquota efetiva em que o peso de cada parcela de compulsório dependesse inversamente de sua remuneração. Os resultados das estimações usando essa medida de compulsório será um efeito médio de todos os tipos de compulsório no Brasil sem levar em conta o fato de que o efeito de uma alteração do requerimento compulsório em um determinado tipo de compulsório sobre o crédito depende da diferença entre o custo de oportunidade do banco com o recurso captado e a remuneração que o Banco Central impõe ao compulsório. Tanto o custo de oportunidade quanto a remuneração depende do tipo de recurso captado. Por exemplo, o custo de oportunidade de um recurso captado na forma de depósito à vista é diferente

daquele captado mediante emissão de depósito a prazo, pois as características de cada tipo de contrato irão impor diferentes limites ao uso que o banco pode fazer desses recursos. A remuneração imposta pelo Banco Central a cada um desses compulsórios tem estreita relação com o custo financeiro de captação de cada uma das formas de depósitos e objetiva, simplesmente, que os bancos pelo menos não tenham prejuízo financeiro com os recursos recolhidos.

As tabelas abaixo mostram a média anual entre 2000 e 2006 dos valores recolhidos compulsoriamente no Banco Central dos diversos tipos de depósitos e dos depósitos totais (a soma dos depósitos à vista, a prazo e de poupança).

Tabela 51 Depósitos e exigibilidade no Brasil entre 2000 e 2006*

ano	Depósitos à vista	Depósitos a prazo	Poupança	Depósitos Totais	Exigibilidade Depósitos à vista	Exigibilidade Depósitos a prazo	Exigibilidade Poupança	Exigibilidade Adicional	Exigibilidade Total
2000	40,0	126,1	109,5	275,6	17,9	0	16,4	0	34,3
2001	44,8	131,8	113,8	290,4	20,1	4,1	17,1	0	41,3
2002	49,7	146,8	128,5	325,1	22,3	18,7	23,2	8,5	72,7
2003	58,8	158,9	138,7	356,3	29,7	23,2	27,7	25,9	106,6
2004	72,0	174,0	148,9	394,9	31,4	23,8	29,8	29,3	114,3
2005	82,9	225,9	161,1	469,9	36,3	23,4	32,2	35,6	127,6
2006	97,1	279,5	171,3	547,8	42,6	30,4	34,3	41,7	149,0

* Valores médios durante o ano medidos em R\$ bilhões; para o ano de 2000, valores a partir do mês de junho.

A tabela 51 mostra que como esperado, o nível de depósitos agregados vem aumentando ao longo do tempo. Os depósitos a prazo agregados são, em média, quase 3 vezes maiores do que os depósitos a vista e 25% maiores do que a poupança. Em termos de taxa de crescimento, os depósitos à vista e a prazo apresentaram a maior taxa de crescimento, 142,8% e 121,6%, enquanto os depósitos de poupança cresceram apenas 56,4%. O volume de recursos recolhidos aumentou para todas as categorias individuais, o que implicou logicamente em um aumento no volume da exigibilidade total. Esta aumentou de um valor médio de R\$34,3 bilhões para um valor médio de R\$149 bilhões. A tabela 51 coloca os valores da tabela 50 em termos relativos, calculando o valor das alíquotas médias efetivas do sistema bancário para os vários tipos de depósitos e para os depósitos totais.

Tabela 52 Alíquotas efetivas do compulsório entre 2000 e 2006*

ano	Alíquota vista	Alíquota prazo	Alíquota poupança	Alíquota adicional	Alíquota total
2000	44,8%	0%	15,0%	0%	12,5%
2001	44,8%	3,1%	15,0%	0%	14,2%
2002	44,8%	12,7%	18,1%	2,6%	22,4%
2003	50,5%	14,6%	20%	7,3%	29,9%
2004	43,7%	13,7%	20%	7,4%	29,0%
2005	43,8%	10,4%	20%	7,6%	27,2%
2006	43,9%	10,9%	20%	7,6%	27,2%

* alíquotas médias anuais, baseadas nas exigibilidades e depósitos médios mensais; para o ano de 2000 os dados começam no mês de junho.

A tabela 52 mostra que a alíquota efetiva de depósitos à vista do sistema permaneceu durante todo o período analisado em um nível próximo a 45%, alcançando o valor máximo de 50,5% em 2003. A alíquota sobre depósitos a prazo mostrou um aumento progressivo entre o ano de 2000 e 2003 (de 0% para 14,6%). A partir de 2004, esta alíquota efetiva declinou em virtude da criação da isenção de R\$300 milhões, se estabilizando em um nível próximo a 10% em 2005 e 2006. A alíquota sobre a poupança apresentou comportamento muito estável passando de 15% em 2001 para 18,1% em 2002, se estabilizando em 20% a partir de 2003. A alíquota do adicional criada no segundo semestre de 2002 se consolidou em um nível próximo a 7,5% a partir de 2003. A última coluna da tabela mostra o comportamento da alíquota total, que é o total exigido pelo Banco Central em todos os depósitos dividido pelo total de depósitos no período. Ela mostra que essa alíquota aumentou de 12,5% em 2000 para 29,9% em 2003. A partir desse ano, ela recuou levemente até alcançar o valor de 27,2% em 2006. Em termos gerais, o que a tabela mostra é que nos anos de 2002 e 2003, marcados pela crise eleitoral e o difícil primeiro ano do termo do presidente Lula, houve um aumento geral de todos os tipos de alíquota de compulsório. Esse aumento fazia parte de um processo de aperto monetário em que a taxa Selic também foi elevada de 18% ao ano em junho de 2002 para 26,5% ao ano em março de 2003. Porém, conforme as condições macroeconômicas melhoraram e a Selic passou a declinar no segundo semestre de 2003, a trajetória dos recolhimentos compulsórios não pareceu acompanhar a velocidade da queda da Selic. Enquanto a Selic declinou de 26,5% ao ano em maio de 2003 para 13,25% ao ano em dezembro de 2006, uma queda de 50%, a alíquota efetiva de compulsório declinou de 29,9% em 2003 para 27,2% em 2006, uma queda percentual de apenas 9%. Isso mostra que o compulsório, como esperado, apresenta uma rigidez muito maior do que a taxa básica de juros, por ser um instrumento de política monetária com efeito mais potente e imprevisível sobre o mercado de crédito e as variáveis macroeconômicas.

4.5. Estratégia empírica

O desafio para identificar o efeito da política monetária sobre a oferta de crédito é a partir da observação de dados de preço e quantidade em equilíbrio

conseguirmos “separar” aquilo que se refere à reação da oferta daquilo que se refere à reação da demanda de crédito à política monetária, dado que tanto oferta quanto a demanda de crédito reagem a choques de política monetária.

Neste capítulo, utiliza-se a frequência dos dados para identificar a reação da oferta de crédito. É comum na literatura empírica de economia monetária assumir que existe uma defasagem do efeito da política monetária sobre a produção agregada e a inflação⁷³. Isso ocorre porque no curto prazo as decisões ligadas ao consumo e investimento possuem certo grau de inércia. Assim sendo, as decisões de demanda por crédito que dependem, em última instância, das decisões de consumo e investimento, também demorariam em reagir a alterações de política monetária. Já a oferta de crédito, a princípio, não tem motivos para ter uma reação tardia à política monetária, dado que esta afeta instantaneamente os custos de captação dos bancos, seja mediante alterações na taxa básica de juros seja mediante mudanças de alíquotas de compulsório. Logo, achamos razoável utilizar a hipótese de identificação de que a oferta de crédito reage de forma mais rápida à política monetária do que a demanda.

Nossa base de dados tem as características necessárias para conseguirmos usar essa diferença na velocidade de reação para a partir de dados de preço e quantidade de equilíbrio estimarmos a reação da oferta de crédito. Em primeiro lugar, a frequência diária dos dados nos permite fazer uma análise de estudo de evento em torno da reunião do Copom decidindo a taxa básica de juros a vigorar na economia e em torno de anúncios de mudanças de regras no cumprimento dos recolhimentos compulsórios que levem a alteração da alíquota efetiva. Usando uma janela suficientemente curta em torno desses eventos, podemos atribuir o efeito medido à reação da oferta.

Em segundo lugar, nosso banco de dados tem informações sobre o fluxo de crédito concedido, isto é, a concessão de novos empréstimos. Isso é crucial para nossa estratégia ser bem sucedida, pois estoques são relativamente fixos no curto prazo.

Adicionalmente a estratégia de estudo de evento, também estimaremos como que a reação varia com as diferentes características dos bancos. Essa é a forma como a literatura empírica de canal de crédito bancário testa sua existência.

⁷³ Ver, por exemplo, Christiano et al (1999).

A nossa estratégia de estudo de evento aliada ao uso das características bancárias nos permite testar a hipótese do canal de crédito bancário com menor risco de confundir efeitos de oferta e demanda, pois a demanda de bancos com diferentes características pode ser heterogênea e essa heterogeneidade pode ser correlacionada com o ciclo monetário. Esse possível efeito da heterogeneidade da demanda por crédito poderia viesar os testes da literatura tradicional. Portanto, a nossa estratégia contribui para se diminuir esse viés dos testes tradicionais.

No estudo de evento, analisaremos a resposta do volume de novas concessões e da taxa de juros do crédito em torno do(s) evento(s) analisados(s). Como exposto acima, analisaremos dois eventos: a reunião do Copom definindo a taxa básica de juros a vigorar na economia e anúncios de alterações da alíquota efetiva do compulsório. No primeiro caso, consideraremos que os bancos reagem apenas a surpresas no anúncio da nova taxa básica de juros, de forma que a nossa variável independente será a nova meta anunciada para a taxa básica de juros menos a mediana das expectativas do dia anterior ao anúncio. No segundo caso, iremos supor que o anúncio de mudanças de regras nos recolhimentos compulsórios alterando a alíquota efetiva é um evento inesperado para os bancos, de forma que a variável independente será a alíquota efetiva do compulsório de acordo com a nova regra anunciada menos a alíquota efetiva calculada com a regra anterior. Para se calcular essa alíquota efetiva utiliza-se a posição de depósitos no dia do anúncio da mudança de regra.

A estratégia proposta será estimar a resposta média do volume e da taxa de juros do crédito em uma janela suficientemente curta em torno desses eventos. A idéia é comparar o comportamento dessas variáveis no período imediatamente anterior ao evento com o comportamento no período imediatamente posterior, de forma a se estimar uma reação que seja genuinamente de oferta. Em geral, define-se o dia anterior ao evento como o período imediatamente anterior. O período imediatamente posterior é uma questão empírica que depende, em parte, do comportamento observado dos dados. Como mostrado na seção de estatísticas descritivas, existe uma pequena defasagem na resposta das variáveis de crédito a variações da política monetária. Em geral, as “melhores” respostas são estimadas quando se consideram três ou quatro dias depois do anúncio como o período imediatamente posterior ao evento.

Estimaremos vários modelos empíricos utilizando cada instrumento de política monetária separadamente e também utilizando os dois instrumentos ao mesmo tempo. Em um primeiro momento, estimaremos modelos em que nenhuma característica bancária é utilizada na regressão. Esse modelo tem o intuito de estimar o efeito médio da política monetária sobre o mercado de crédito utilizando como controle apenas efeitos fixos no nível banco-modalidade de crédito. Esses resultados nos dão uma idéia geral de como os bancos reagem à política monetária, tanto em termos de direção quanto em termos de intensidade. As equações estimadas no caso aonde se considera apenas a Selic como instrumento de política monetária foram⁷⁴:

$$Novas_conc_{ijt+N} - Novas_conc_{ijt-1} = c_{ij} + \beta \times \left\{ selic_t - mediana_{t-1} \left[E_{t-1}^i (selic_t) \right] \right\} + \varepsilon_{ijt}$$

$$Juros_{ijt+N} - Juros_{ijt-1} = c_{ij} + \gamma \times \left\{ selic_t - mediana_{t-1} \left[E_{t-1}^i (selic_t) \right] \right\} + \nu_{ijt}$$

Nas equações acima o subscrito i se refere ao banco, j se refere à modalidade de crédito e t ao período de tempo, que está ligado a uma reunião do comitê de política monetária ou a um anúncio de alteração da alíquota efetiva do compulsório. O termo c_{ij} se refere as variáveis omitidas dos modelos que variam na dimensão banco-modalidade de crédito. Ao se estimar esses modelos com efeito fixo nessa dimensão, elimina-se esse termo da regressão e sob determinadas hipóteses sobre a correlação entre o erro da regressão e essas variáveis omitidas, garante-se a consistência dos estimadores dos parâmetros de interesse nas regressões. As regressões utilizando o compulsório como instrumento de política monetária e ambos os instrumentos simultaneamente seguem formatos análogos aos das regressões acima.

Nos modelos empíricos acima N se refere ao tamanho da janela em torno da qual o efeito do instrumento de política monetária será estimado. Idealmente, gostaríamos de utilizarmos as janelas mais curtas que pudermos. Porém, os bancos podem estar sujeitos a pequenos atrasos de resposta em sua reação. Além disso, o atraso em relação ao compulsório pode ser diferente ao atraso referente à taxa Selic. Como as variações dos compulsórios são menos frequentes e seu efeito é mais difícil de calcular, espera-se que os bancos demorem um pouco mais para

⁷⁴ Modelos análogos serão estimados nos casos em que o compulsório é a variável independente sendo analisada e nos casos em que as duas variáveis são colocadas ao mesmo tempo na equação a

reagir a variações nesse instrumento. Mais adiante, quando apresentarmos os resultados, veremos que os dados mostram que a reação aos compulsórios é efetivamente mais demorada do que a reação à Selic. Enquanto a reação à Selic se dá em uma janela de 3 a 4 dias, a reação aos compulsórios se dá em janelas um pouco maiores de 3 a 8 dias.

O parâmetro β mede o efeito médio de alterações da Selic sobre o volume de novas concessões de crédito, controlados os efeitos fixos no par banco-modalidade de crédito. O parâmetro γ mede o efeito médio da Selic sobre a taxa de juros do crédito, controlados os efeitos fixos no par banco-modalidade de crédito.

Além desses modelos mais simples, estimaremos modelos em que adicionalmente aos efeitos fixos e ao(s) instrumento(s) de política monetária, incluiremos as características bancárias e sua interação com o(s) instrumento(s) de política monetária como variáveis independentes da regressão. Dessa forma, podemos testar a existência do canal de crédito bancário no Brasil. As equações estimadas utilizando-se apenas a Selic como instrumento de política monetária nesse caso foram⁷⁵:

$$\begin{aligned} Novas_conc_{ijt+N} - Novas_conc_{ijt-1} = & c_{ij} + \beta_1 \times característica_{it} + \beta_2 \times \{selic_t - mediana_{t-1} [E_{t-1}^i (selic_t)]\} \\ & + \beta_3 \times característica_{it} \times \{selic_t - mediana_{t-1} [E_{t-1}^i (selic_t)]\} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Juros_{ijt+N} - Juros_{ijt-1} = & c_{ij} + \gamma_1 \times característica_{it} + \gamma_2 \times \{selic_t - mediana_{t-1} [E_{t-1}^i (selic_t)]\} \\ & + \gamma_3 \times característica_{it} \times \{selic_t - mediana_{t-1} [E_{t-1}^i (selic_t)]\} + \nu_{ijt} \end{aligned}$$

Nesse caso, haverá uma reação média estimada à política monetária para cada valor possível da característica bancária sendo utilizada. Além dessa interpretação quantitativa, as estimações desses parâmetros podem ser usadas para se testar a existência do canal de crédito bancário. Por exemplo, a hipótese padrão na literatura que testa o canal de crédito bancário é a de que quanto maior o banco, menos ele está restrito para financiar suas operações de crédito através de

ser estimada. Para o caso do compulsório, assumiremos que toda a sua variação não é esperada pelos bancos na data de seu anúncio.

⁷⁵ Os modelos utilizando o compulsório sozinho e os dois instrumentos ao mesmo tempo terão formato análogo ao dessa equação.

instrumentos diferentes dos depósitos⁷⁶ e, em consequência, menos ele irá reagir a alterações de política monetária. Essa cadeia de raciocínio só é válida caso exista essa relação entre a característica bancária usada e o canal de crédito bancário. Assim sendo, dado que o efeito “normal” da política monetária sobre o volume de crédito, representado na regressão acima por β_2 , é esperado ser negativo, a hipótese da existência da relação entre o porte do banco e o canal de crédito bancário implica que o β_3 deveria ser positivo. Para o caso da taxa de juros, como o efeito “normal” da política monetária, representado por γ_2 , é positivo, então se espera que o sinal de γ_3 seja negativo, caso exista o canal de crédito bancário.

4.6. Análise dos resultados

4.6.1. Efeitos gerais da política monetária

Nesta subseção analisamos as estimações dos efeitos da política monetária sobre o volume de novas concessões e sobre a taxa de juros sem colocar na regressão nenhum tipo de característica bancária.

As tabelas 53 e 54 mostram a reação dos bancos a surpresas nas variações da taxa básica de juros para o volume de novas concessões e taxa de juros, respectivamente:

Tabela 53 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros - variável dependente:

Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1} †

	<i>N=3</i>	<i>N=4</i>	<i>N=5</i>	<i>N=3 e N=4</i>	<i>N=3,4 e 5</i>	<i>N=1 à 5</i>
$\Delta selic_inesperada$	-285***	-105***	215***	-606***	-609***	-838***
	(46)	(24)	(45)	(71)	(79)	(135)
<i>N obs</i>	47882	47654	47400	47380	46955	46583
<i>N grupos</i>	1172	1170	1172	1168	1167	1164
R^2	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

⁷⁶ Uma justificativa para isso é que por ser um banco maior, ele tem maior capacidade de oferecer colateral na emissão de títulos corporativos. A outra é que ele pode ser visto muito grande para que o governo o deixe entrar em falência e isso pode facilitar a emissão de ações e títulos corporativos.

Tabela 54 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros – variável dependente:

Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1} †

	N=3	N=4	N=5
$\Delta selic_inesperada$,65***	1,4***	,4**
	(,18)	(,17)	(,16)
<i>N obs</i>	28261	27859	27736
<i>N grupos</i>	867	861	858
R^2	0,001	0,002	0,001

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados mostram que, como esperado, a Selic afeta negativamente o volume de novas concessões e positivamente a taxa de juros do crédito.

Na tabela 53, as três primeiras colunas se referem ao efeito da Selic sobre o volume médio de novas concessões 3, 4 e 5 dias depois da reunião do comitê de política monetária. As três últimas colunas mostram o efeito acumulado da Selic ao longo de um determinado número de dias. A quarta coluna mostra o efeito acumulado no terceiro e quarto dias posteriores à reunião, a quinta coluna mostra o efeito acumulado do terceiro ao quinto dia após a reunião e a sexta coluna mostra o efeito acumulado nos cinco dias imediatamente posteriores à reunião⁷⁷.

Em termos gerais, os resultados mostram que um aumento da Selic em 1% ao ano leva a uma queda média do volume de novas concessões nos cinco primeiros dias seguintes a reunião de R\$838 mil⁷⁸. Os resultados das demais janelas têm a mesma interpretação.

Já para a taxa de juros, os resultados mostram que um aumento da Selic em 1% ao ano leva a um aumento da taxa de juros do crédito entre 0,4% ao ano e 1,4% ao ano.

As tabelas 55 e 56 mostram os resultados para a alíquota dos recolhimentos compulsórios.

⁷⁷ Nesse caso, a variável dependente, por exemplo, para o caso do efeito acumulado nos cinco dias imediatamente posteriores à reunião do Copom tem o seguinte formato:

$$\sum_{j=1}^5 Nov_conc_{t+j} - Nov_conc_{t-1}$$

Tabela 55 Resultados dos efeitos gerais da alíquota geral dos compulsórios - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
Δ alíquota	-3.518*** (1.107)	2.193* (1.204)	-1.239 (1.255)	-8.390*** (1.287)	-4.185*** (1.311)	-2.482* (1.418)	-587 (1.672)	-997 (2.412)	-10.051** (4.429)	-24.986*** (7.333)
N obs	6983	6989	6951	6960	6939	6929	6930	6873	6821	6728
N grupos	1068	1070	1068	1071	1068	1064	1062	1059	1056	1050
R ²	0,002	0,001	0,001	0,005	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 56 Resultados dos efeitos gerais da alíquota geral dos compulsórios – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
Δ alíquota	7,4 (5,3)	16*** (5,6)	-5,7 (6,3)	13* (7,5)	19** (8,2)	27*** (7,9)
N obs	4148	4155	4131	4134	4129	4112
N grupos	714	717	722	721	718	709
R ²	0,001	0,002	0,001	0,001	0,002	0,005

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados para a alíquota de compulsório têm interpretação similar à anterior⁷⁹. Como esperado, a alíquota de compulsório afeta negativamente o volume de novas concessões e positivamente a taxa de juros do crédito. Como explicado anteriormente, no caso da alíquota de compulsório, parece haver um atraso um pouco maior do efeito, principalmente no que se refere à taxa de juros do crédito. Em função disso, as tabelas 54 e 55 mostra os resultados até a janela de oito dias após o anúncio da mudança.

O resultado da tabela 55 mostra que um aumento de 1% na alíquota de compulsório implicaria em uma queda média acumulada no volume de novas concessões de aproximadamente R\$250 mil, nos oito dias seguintes ao anúncio da mudança.

A tabela 56 mostra que um aumento de 1% na alíquota de compulsório leva a um aumento da taxa de juros do crédito entre 0,16% ao ano e 0,27% ao ano.

As tabelas 57 e 58 mostram os resultados quando se estima os coeficientes de reação à política monetária utilizando a Selic e a alíquota de compulsório ao mesmo tempo na regressão.

⁷⁸ O volume de novas concessões está medido em R\$ mil. A Selic e a taxa de juros do crédito estão medidos em % ao ano. Por exemplo, uma Selic de 20% ao ano assume o valor de 20.

Tabela 57 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros e da alíquota geral dos compulsórios - variável dependente: $Novas Concessões_{t+N} - Novas Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3, 4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
$\Delta selic_inesperada$	-263*** (46)	-119*** (24)	189*** (44)	-33 (34)	-18 (46)	-381*** (60)	-571*** (70)	-573*** (78)	-806*** (135)	-1,812*** (284)
$\Delta alíquota$	-5,331*** (1,795)	1,328 (1,372)	-2,537* (1,422)	-5,127*** (1,845)	-5,339*** (1,962)	-4,625** (2,319)	-12,177*** (2,817)	-22,948*** (3,449)	-41,926*** (4,823)	-83,167*** (9,210)
<i>N obs</i>	50114	49892	49618	49456	49271	49911	49611	49166	48783	47797
<i>N grupos</i>	1085	1083	1085	1084	1083	1078	1082	1080	1077	1072
R^2	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,001	0,001	0,002

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 58 Resultados dos efeitos gerais da taxa básica de juros e da alíquota geral dos compulsórios - variável dependente: $Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
$\Delta selic_inesperada$,62*** (,18)	1,3*** (,18)	,31* (,17)	,54*** (,18)	,0021 (,2)	,65*** (,21)
$\Delta alíquota$	23*** (6,2)	27*** (7,3)	14** (6,1)	24*** (8,6)	36*** (8,4)	31*** (9,5)
<i>N obs</i>	29869	29486	29347	29382	29050	29617
<i>N grupos</i>	812	807	806	807	818	814
R^2	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados das tabelas 57 e 58 para a Selic são muito similares àqueles da tabela 52 e 53. É interessante notar que a inclusão da Selic na regressão aumenta a sensibilidade estimada em relação à alíquota de compulsório, tanto para a taxa de juros quanto para o volume.

4.6.2. Estimacões utilizando o porte dos bancos

Nesta subseção usamos o porte do banco como uma característica que influencia o modo que os bancos reagem à política monetária. A intuição para usar essa característica, como explicado anteriormente, é a de que bancos maiores poderiam reagir de forma mais suave à política monetária por terem mais opções de financiamento fora do mercado de depósitos. Nós usamos uma medida normalizada do total de ativos para representar o porte do banco, assim como em Takeda et al. (2005). Definimos o porte do banco i no período t como:

$$porte_{it} = \log(Total_ativos_{it}) - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \log(Total_ativos_{it})$$

⁷⁹ A alíquota de compulsório é adimensional, dado que ela é a proporção de recursos retidos obrigatoriamente pelos bancos.

Nessa equação N_t é o número total de bancos na amostra no período t . Para evitar problemas de endogeneidade, utilizaram-se os valores defasados dessa variável nas estimações.

As tabelas 59 e 60 mostram os resultados para a taxa básica de juros como instrumento de política monetária:

Tabela 59 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte como controle - variável dependente: $\text{Novas Concessões}_{t+N} - \text{Novas Concessões}_{t-1}$ †

	$N=3$	$N=4$	$N=5$	$N=3$ e $N=4$	$N=3,4$ e 5	$N=1$ à 5
<i>porte</i>	255*** (73)	97* (52)	-22 (55)	1.523*** (130)	2.711*** (207)	5.261*** (388)
$\Delta \text{selic}_{\text{inesperada}}$	-107*** (17)	-44*** (10)	98*** (17)	-210*** (28)	-173*** (36)	-211*** (64)
<i>porte</i> x $\Delta \text{selic}_{\text{inesperada}}$	-174*** (33)	-58*** (16)	119*** (31)	-372*** (48)	-396*** (52)	-552*** (87)
<i>N obs</i>	47760	47532	47279	47258	46834	46464
<i>N grupos</i>	1172	1170	1172	1168	1167	1164
R^2	0,002	0,001	0,001	0,009	0,01	0,01

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 60 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte como controle – variável dependente: $\text{Taxa de juros}_{t+N} - \text{Taxa de juros}_{t-1}$ †

	$N=3$	$N=4$	$N=5$
<i>porte</i>	1,3** (,52)	,56 (,5)	,84* (,5)
$\Delta \text{selic}_{\text{inesperada}}$,22 (,28)	1,2*** (,24)	,24 (,25)
<i>porte</i> x $\Delta \text{selic}_{\text{inesperada}}$,27*** (,09)	,18** (,072)	,1 (,08)
<i>N obs</i>	28181	27775	27660
<i>N grupos</i>	867	860	858
R^2	0,002	0,002	0,001

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

As tabelas acima mostram que, assim como no caso das estimações anteriores, os bancos reagem à política monetária da maneira esperada, caso estivessemos estimando uma reação de oferta. Eles diminuem o volume e aumentam a taxa de juros do crédito após um aumento da taxa básica de juros.

Além disso, os resultados mostram que bancos maiores reagem mais à política monetária, diminuindo mais o volume e aumentando mais a taxa de juros após um aumento não esperado da taxa básica de juros. Esse efeito é o contrário daquele que seria previsto pelo canal de crédito bancário. Portanto, a diferença de

reação de bancos grandes e pequenos não poderia ser explicada pelo diferencial de acesso a fontes de financiamento alternativas à emissão de depósitos. Uma possível explicação para essa diferença é que o efeito da taxa básica de juros sobre a demanda por títulos, principalmente títulos públicos, é muito maior para os bancos grandes do que para os pequenos, o que faria com que os bancos grandes realocassem seus recursos mais fortemente para estes ativos em detrimento do crédito.

As tabelas abaixo apresentam os resultados para o modelo utilizando os recolhimentos compulsórios.

Tabela 61 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte como controle - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
<i>porte</i>	-98 (137)	-588*** (208)	-638*** (166)	99 (180)	246 (183)	202 (223)	173 (229)	421 (345)	2.322*** (662)	5.635*** (1.254)
Δ <i>delta_aliquota</i>	-442 (698)	-534 (971)	2.517** (1.023)	2.423* (1.320)	1.704 (1.142)	-323 (1.017)	-376 (1.101)	3.192** (1.534)	9.066*** (3.313)	14.574** (5.939)
<i>porte</i> x Δ <i>delta_aliquota</i>	-21 (1.134)	1.187 (1.586)	-5.610*** (1.586)	-10.070*** (1.832)	-6.242*** (1.953)	-1.848 (1.795)	-59 (1.934)	-7.066*** (2.487)	-25.278*** (4.328)	-48.624*** (7.751)
<i>N obs</i>	6324	6323	6299	6308	6284	6275	6275	6234	6188	6108
<i>N grupos</i>	1015	1015	1015	1017	1012	1010	1008	1005	1002	996
R^2	0,001	0,001	0,009	0,025	0,007	0,001	0,001	0,005	0,026	0,029

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 62 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte como controle - variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
<i>porte</i>	1.5 (1.5)	1.3 (1.3)	1.3 (1.7)	-1.2 (1.7)	-1.7 (1.9)	-2.2 (1.8)
Δ <i>delta_aliquota</i>	12 (8.7)	9.1 (9.1)	-8.8 (9.1)	4.1 (12)	21* (12)	28** (13)
<i>porte</i> x Δ <i>delta_aliquota</i>	-1.7 (3.1)	.58 (3)	-.56 (3.4)	3.8 (3.9)	1.8 (3.6)	.84 (3.9)
<i>N obs</i>	3726	3738	3724	3716	3713	3691
<i>N grupos</i>	672	673	682	671	678	658
R^2	0.001	0.001	0.001	0.001	0.003	0.007

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados das tabelas acima de novo mostram que a reação dos bancos à alíquota de compulsório, tanto em termos de volume quanto de taxa de juros, tem o sinal esperado. Em relação à interação entre porte e a variação do compulsório, os resultados mostram que, em termos de volume, quanto maior o porte, maior é a reação dos bancos a alterações da alíquota de compulsório. Em relação à taxa de juros, não há evidência de que o porte seja uma característica importante para determinar a reação dos bancos.

A interação entre o porte e a reação ao compulsório poderia ser fruto da progressividade da alíquota de compulsório no Brasil. Como colocado em seções anteriores, no Brasil a estrutura dos recolhimentos compulsórios é progressiva,

implicando que quanto maior o banco maior será a alíquota efetiva paga pelo mesmo. Portanto, caso o efeito da alíquota aumente com seu nível, então os bancos maiores naturalmente reagiriam mais às alterações no compulsório. A outra possível interpretação do resultado é que os bancos no Brasil reagem de uma forma não usual à política monetária, como as estimações referentes à interação entre a Selic e o porte das tabelas 59 e 60 haviam mostrado.

As tabelas abaixo mostram os resultados com o porte como controle utilizando os dois instrumentos de política monetária ao mesmo tempo na estimação.

Tabela 63 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte como controle - variável dependente: $Novas Concessões_{t+N} - Novas Concessões_{t-1}$

†

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
<i>porte</i>	271*** (66)	50 (45)	-55 (55)	-187*** (53)	-64 (69)	341*** (82)	1,541*** (105)	2,756*** (161)	5,355*** (281)	9,472*** (500)
$\Delta selic_inesperada$	-119*** (20)	-62*** (12)	96*** (20)	-24 (18)	-8,7 (21)	-197*** (27)	-234*** (32)	-195*** (40)	-242*** (71)	-622*** (135)
<i>porte x</i> $\Delta selic_inesperada$	-162*** (32)	-65*** (16)	108*** (31)	-14 (22)	-12 (32)	-208*** (41)	-353*** (47)	-374*** (51)	-530*** (87)	-1,155*** (189)
$\Delta delta_aliquota$	3,844*** (1,261)	-963 (925)	467 (877)	-1,077 (1,225)	932 (1,323)	2,073 (1,446)	6,205*** (1,988)	10,095*** (2,672)	15,781*** (4,061)	27,676*** (7,696)
<i>porte x</i> $\Delta delta_aliquota$	-7,128*** (2,109)	1,837 (1,608)	-2,419 (1,623)	-3,368* (2,005)	-5,019** (2,326)	-5,070* (2,617)	-13,581*** (3,410)	-24,442*** (4,009)	-42,423*** (5,318)	-81,874*** (10,344)
<i>N obs</i>	50000	49778	49514	49353	49174	49817	49497	49062	48681	47710
<i>N grupos</i>	1085	1083	1085	1084	1083	1078	1082	1080	1077	1072
R^2	0,003	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,009	0,011	0,013	0,018

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 64 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte como controle – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
<i>porte</i>	,89** (,42)	,51 (,35)	,87** (,36)	,9** (,39)	1,1*** (,44)	1,3*** (,41)
$\Delta selic_inesperada$,18 (,27)	1*** (,23)	,16 (,23)	,084 (,23)	-,28 (,28)	,19 (,31)
<i>porte x</i> $\Delta selic_inesperada$,31*** (,094)	,22*** (,073)	,11 (,079)	,32*** (,074)	,2** (,09)	,32*** (,1)
$\Delta delta_aliquota$	20** (8)	14 (9,2)	-,75 (7,1)	10 (12)	29*** (11)	29** (13)
<i>porte x</i> $\Delta delta_aliquota$	2,9 (2,7)	9,1*** (3,2)	9,4*** (3)	8,7** (4)	4,9 (3,3)	1,6 (4,2)
<i>N obs</i>	29797	29410	29285	29317	28994	29561
<i>N grupos</i>	812	807	806	807	818	814
R^2	0,002	0,003	0,001	0,001	0,001	0,002

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados das duas tabelas acima são muito similares aos das tabelas anteriores. A única diferença sistemática é que agora o porte parece influenciar também o modo como a taxa de juros do crédito reage a anúncios de alteração da alíquota de compulsório. Assim como no caso da Selic, bancos grandes reagem mais às alterações da alíquota de compulsório do que os bancos pequenos.

Em resumo, os resultados dessa seção mostram que bancos maiores reagem mais à política monetária (taxa básica de juros e alíquota de compulsório), tanto em termos de volume quanto em termos de taxa de juros do crédito. Essa evidência vai na direção contrária ao que seria esperado caso existisse o canal de crédito bancário no Brasil.

4.6.3. Estimações utilizando a liquidez dos bancos

A segunda característica usada é a liquidez. A intuição para usar essa característica é que bancos com mais liquidez provavelmente tem a capacidade de oferecer colateral com maior qualidade (como títulos públicos, por exemplo) e essa liquidez serve como estoque amortecedor contra choques de política monetária.

A liquidez será medida de uma forma normalizada, no mesmo espírito de Takeda et al. (2005). Definiremos liquidez do banco i no período t como:

$$liquidez_{it} = \frac{caixa_{it} + títulos_livres_{it} + aplicações_interbancárias_{it}}{Total_ativos_{it}}$$

$$-\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^{N_t} \frac{1}{N_t} \frac{caixa_{it} + títulos_livres_{it} + aplicações_interbancárias_{it}}{Total_ativos_{it}}$$

As tabelas 65 e 66 mostram os resultados:

Tabela 65 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, liquidez como controle - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5
<i>liquidez</i>	318**	192	-18	1.806***	3.111***	6.104***
	(128)	(118)	(122)	(203)	(298)	(517)
$\Delta selic_inesperada$	-278***	-107***	207***	-568***	-547***	-729***
	(45)	(24)	(42)	(68)	(76)	(130)
<i>liquidez x $\Delta selic_inesperada$</i>	67	-122	-232	498*	810***	1.315***
	(179)	(107)	(146)	(263)	(261)	(452)
<i>N obs</i>	47760	47532	47279	47258	46834	46464
<i>N grupos</i>	1172	1170	1172	1168	1167	1164
<i>R²</i>	0,001	0,001	0,001	0,002	0,002	0,002

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 66 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, liquidez como controle –
variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5
<i>liquidez</i>	-1,2 (1,4)	,66 (1,3)	-,67 (1,3)
$\Delta selic_inesperada$,42 (,29)	1,5*** (,17)	,48** (,19)
<i>liquidez x $\Delta selic_inesperada$</i>	-3,9 (3,2)	,3 (1,1)	1,9 (1,6)
<i>N obs</i>	28181	27775	27660
<i>N grupos</i>	867	860	858
R^2	0,001	0,002	0,001

Desvios padrão robustos em parênteses

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

As estimativas das tabelas acima mostram que os coeficientes estimados para o efeito “direto” da taxa básica de juros ($\Delta selic_inesperada$) estão de acordo com o esperado para o caso em que se estima uma reação da oferta de crédito. Os parâmetros ligados à característica bancária (*liquidez x $\Delta selic_inesperada$*), por sua vez, não se mostraram significativos na maior parte das estimações, o que indica que a liquidez não impacta na forma como os bancos reagem à taxa básica de juros. A exceção ocorreu para o volume acumulado de novas concessões, as três últimas colunas da tabela 65. O parâmetro estimado para a interação entre liquidez e a Selic foi positivo, implicando que bancos mais líquidos reagem menos à Selic, o que seria um leve indício do canal de crédito bancário. Porém, as estimações com as variações simples de novas concessões não apresentaram nenhum indício de que a liquidez impacta na forma dos bancos reagirem à política monetária.

As tabelas abaixo mostram os resultados utilizando liquidez para a alíquota de compulsório.

Tabela 67 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, liquidez como controle –
variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
<i>liquidez</i>	50 (270)	856** (412)	966** (399)	529 (550)	816 (638)	-654 (658)	1.268** (559)	2.441*** (873)	3.711** (1.747)	5.823 (3.868)
$\Delta\ delta_aliquota$	-451 (882)	1.984* (1.152)	-2.280* (1.326)	-9.488*** (1.430)	-6.430*** (1.411)	-3.787*** (1.383)	-275 (1.495)	-4.281** (2.141)	-22.284*** (3.760)	-49.478*** (6.297)
<i>liquidez x $\Delta\ delta_aliquota$</i>	-2.316 (4.775)	3.967 (6.780)	15.920** (7.381)	1.288 (8.700)	-7.484 (7.328)	-17.582** (8.437)	6.888 (8.374)	25.800** (11.561)	33.197 (22.719)	30.418 (36.838)
<i>N obs</i>	6324	6323	6299	6308	6284	6275	6275	6234	6188	6108
<i>N grupos</i>	1015	1015	1015	1017	1012	1010	1008	1005	1002	996
R^2	0,001	0,001	0,001	0,006	0,002	0,001	0,001	0,001	0,007	0,008

Desvios padrão robustos em parênteses
* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 68 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, liquidez como controle –
variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
<i>liquidez</i>	-6,3 (4,7)	-11** (4,6)	-10** (5)	-15*** (5,4)	-12** (5,8)	-5,9 (5)
$\Delta\ delta_aliquota$	2,1 (6,1)	6,2 (6,5)	-19*** (7,3)	9,3 (8,8)	24** (10)	33*** (9,5)
<i>liquidez</i> x $\Delta\ delta_aliquota$	-87* (46)	-26 (43)	-135*** (47)	-17 (53)	-18 (57)	29 (55)
<i>N obs</i>	3726	3738	3724	3716	3713	3691
<i>N grupos</i>	672	673	682	671	678	658
R^2	0,002	0,003	0,003	0,004	0,005	0,007

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

A tabela 67 mostra que existe um leve indício de que bancos mais líquidos reagem menos a alterações do compulsório do que os bancos menos líquidos (a interação entre compulsório e liquidez se mostrou positiva e significativa para a janela de 5 dias e para o efeito acumulado do terceiro ao quinto dias seguintes ao anúncio de mudança). Esses resultados são compatíveis com aqueles encontrados para a Selic na tabela 65.

Apesar de haver pequeno indício de que a taxa de juros de bancos mais líquidos também reagem menos a alterações do compulsório, esses resultados não são robustos, pois ocorrem nas janelas em que o efeito estimado do compulsório sobre a taxa de juros não é bem estimado (tem baixa significância e sinal contrário ao esperado). Nas janelas em que o efeito é “bem” estimado (janelas de 7 e 8 dias), não houve indício algum de que a liquidez impacta de forma significativa a forma como a taxa de juros reage a alterações do compulsório.

As tabelas abaixo mostram os resultados utilizando liquidez para a Selic e a alíquota de compulsório ao mesmo tempo.

Tabela 69 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, liquidez como controle - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
<i>liquidez</i>	466*** (128)	182 (116)	-96 (127)	-558*** (148)	-183 (169)	189 (182)	2,162*** (210)	3,605*** (306)	6,806*** (526)	11,197*** (866)
$\Delta\ selic_inesperada$	-257*** (45)	-121*** (25)	182*** (41)	-40 (33)	-19 (43)	-367*** (57)	-532*** (67)	-508*** (75)	-691*** (130)	-1,583*** (269)
<i>liquidez</i> x $\Delta\ selic_inesperada$	48 (181)	-103 (113)	-163 (141)	-47 (134)	35 (137)	346 (217)	450* (266)	781*** (267)	1,281*** (465)	3,312*** (931)
$\Delta\ delta_aliquota$	-5,261*** (1,681)	1,360 (1,303)	-2,056 (1,364)	-5,387*** (1,882)	-5,332*** (1,829)	-5,100** (2,140)	-11,293*** (2,633)	-20,808*** (3,217)	-38,579*** (4,512)	-78,247*** (8,652)
<i>liquidez</i> x $\Delta\ delta_aliquota$	1,096 (8,838)	693 (7,127)	9,784 (6,814)	-4,483 (10,615)	196 (8,151)	-9,833 (10,488)	15,797 (13,643)	38,794** (16,816)	59,983** (23,614)	88,905** (42,854)
<i>N obs</i>	50000	49778	49514	49353	49174	49817	49497	49062	48661	47710
<i>N grupos</i>	1085	1083	1085	1084	1083	1078	1082	1080	1077	1072
R^2	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,002	0,002	0,003

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 70 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, liquidez como controle – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
<i>liquidez</i>	-1,4 (1,3)	-,49 (1,3)	-1,6 (1,2)	-,56 (1,3)	-4,4*** (1,5)	-1,8 (1,3)
$\Delta\ selic_inesperada$,4 (,29)	1,4*** (,17)	,34* (,18)	,48** (,21)	-,12 (,22)	,56* (,29)
<i>liquidez x $\Delta\ selic_inesperada$</i>	-4 (3,3)	,71 (1,1)	,97 (1,3)	-,83 (1,7)	-1,4 (1,5)	-1,4 (3,1)
$\Delta\ delta_aliquota$	20*** (6,5)	29*** (8)	12* (6,7)	25*** (9,6)	37*** (9,5)	31*** (11)
<i>liquidez x $\Delta\ delta_aliquota$</i>	-66 (45)	20 (43)	-41 (44)	33 (54)	28 (55)	17 (61)
<i>N obs</i>	29797	29410	29285	29317	28994	29561
<i>N grupos</i>	812	807	806	807	818	814
R^2	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados da tabela 69 mostram que para os efeitos acumulados sobre o volume de novas concessões (quatro últimas colunas), bancos mais líquidos reagem menos a variações tanto da Selic quanto do compulsório. Já para os efeitos estimados sobre a taxa de juros na tabela 70, não há indícios de que a liquidez afete a reação dos bancos à Selic e à alíquota de compulsório.

Em resumo, os resultados dessa seção mostram alguma evidência de que o volume de crédito de bancos mais líquidos reage menos à política monetária do que o dos bancos menos líquidos. Porém, os resultados não são robustos as janelas utilizadas e não são confirmados nas estimações dos efeitos da política monetária sobre a taxa de juros. Portanto, não se pode afirmar que há evidência de canal de crédito bancário no Brasil apenas com as estimações dessa seção.

4.6.4.

Estimações utilizando o porte e a liquidez dos bancos

Nessa subseção utilizaremos as duas características das subseções anteriores, porte e liquidez, ao mesmo tempo. Os modelos estimados serão:

$$\begin{aligned} \text{Novas_conc}_{ijt+N} - \text{Novas_conc}_{ijt-1} &= c_{ij} + \beta_1 \times \text{porte}_{it} + \beta_2 \times \text{liquidez}_{it} + \beta_3 \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} \\ &+ \beta_4 \times \text{porte}_{it} \times \text{liquidez}_{it} + \beta_5 \times \text{porte}_{it} \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} + \beta_6 \times \text{liquidez}_{it} \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} \\ &+ \beta_7 \times \text{porte}_{it} \times \text{liquidez}_{it} \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Juros}_{ijt+N} - \text{Juros}_{ijt-1} &= c_{ij} + \gamma_1 \times \text{porte}_{it} + \gamma_2 \times \text{liquidez}_{it} + \gamma_3 \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} \\ &+ \gamma_4 \times \text{porte}_{it} \times \text{liquidez}_{it} + \gamma_5 \times \text{porte}_{it} \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} + \gamma_6 \times \text{liquidez}_{it} \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} \\ &+ \gamma_7 \times \text{porte}_{it} \times \text{liquidez}_{it} \times \left\{ \text{selic}_t - \text{mediana}_{t-1} \left[E_{t-1}^i(\text{selic}_t) \right] \right\} + \nu_{ijt} \end{aligned}$$

As tabelas 71 e 72 apresentam os resultados para a Selic:

Tabela 71 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e liquidez como controle

- variável dependente: $\text{Novas Concessões}_{t+N} - \text{Novas Concessões}_{t-1} \dagger$

	N=3	N=4	N=5	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5
<i>porte</i>	269*** (73)	106** (52)	-21 (56)	1.601*** (124)	2.848*** (194)	5.526*** (360)
<i>liquidez</i>	436*** (151)	234* (134)	-19 (144)	2.532*** (253)	4.439*** (381)	8.668*** (673)
$\Delta \text{selic_inesperada}$	-98*** (17)	-45*** (11)	89*** (15)	-155*** (29)	-82** (38)	-44 (67)
<i>porte x liquidez</i>	342*** (106)	160* (97)	-14 (104)	1.668*** (175)	2.845*** (259)	5.552*** (454)
<i>porte x $\Delta \text{selic_inesperada}$</i>	-167*** (31)	-59*** (16)	114*** (29)	-346*** (46)	-355*** (49)	-480*** (82)
<i>liquidez x $\Delta \text{selic_inesperada}$</i>	77 (135)	-73 (86)	-180 (115)	520** (208)	850*** (234)	1.494*** (416)
<i>porte x liquidez x $\Delta \text{selic_inesperada}$</i>	128 (127)	-90 (72)	-215** (103)	377** (181)	498*** (170)	670** (288)
<i>N obs</i>	47760	47532	47279	47258	46834	46464
<i>N grupos</i>	1172	1170	1172	1168	1167	1164
R^2	0,003	0,001	0,002	0,011	0,014	0,017

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 72 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e liquidez como controle

– variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5
<i>porte</i>	1,2**	,55	,85*
	(,52)	(,5)	(,49)
<i>liquidez</i>	-,51	1,1	-,61
	(1,5)	(1,4)	(1,4)
$\Delta\ selic_inesperada$	-,29	1,1***	,44
	(,54)	(,25)	(,33)
<i>porte x liquidez</i>	-,35	-,48	,34
	(,62)	(,49)	(,53)
<i>porte x $\Delta\ selic_inesperada$</i>	,41**	,2***	,047
	(,17)	(,075)	(,11)
<i>liquidez x $\Delta\ selic_inesperada$</i>	-7,8	-,84	3
	(5,4)	(1,5)	(2,7)
<i>porte x liquidez x $\Delta\ selic_inesperada$</i>	2,5	,55	-,96
	(2)	(,5)	(1)
<i>N obs</i>	47760	47532	47279
<i>N grupos</i>	1172	1170	1172
<i>R²</i>	0,003	0,001	0,002

Desvios padrão robustos em parênteses

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados dessas tabelas confirmam os resultados anteriores: o volume e a taxa de juros de bancos de diferentes tamanhos têm diferentes intensidades de reação à taxa básica de juros e a direção em que essa intensidade é diferente é contrária àquela prevista pelo canal de crédito bancário.

Em relação ao volume, existe uma fraca evidência de que bancos mais líquidos reagem menos à Selic. Nas três últimas colunas da tabela 70, nas linhas referentes à interação entre liquidez e Selic e a interação entre porte, Selic e liquidez, o sinal estimado foi positivo e significativo. Isso implicaria que além da liquidez, a interação entre porte e liquidez também seria importante para determinar a reação dos bancos em termos de volume. Bancos que ao mesmo tempo sejam grandes e com maior liquidez teriam mais condições de amortecer mudanças da Selic.

Em relação à taxa de juros, não há evidência de que a liquidez ou a sua interação com o porte afetem a reação dos bancos à Selic. Já o porte parece afetar positivamente o modo como a taxa de juros do crédito reage à Selic.

As tabelas a seguir mostram os resultados para a alíquota de compulsório como instrumento de política monetária.

Tabela 73 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle - variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3, 4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
<i>porte</i>	-81 (139)	-532** (212)	-560*** (172)	200 (190)	427** (214)	179 (248)	287 (232)	645* (355)	2.741*** (687)	6.918*** (1.407)
<i>liquidez</i>	-79 (201)	351 (310)	660** (314)	548 (469)	1.032* (190)	-403 (613)	815* (604)	1.900*** (428)	3.825*** (704)	8.952** (1.470)
Δ <i>delta_aliquota</i>	-822 (647)	-310 (873)	3.035*** (1.037)	2.501* (1.323)	1.629 (1.211)	-799 (1.060)	-117 (1.024)	4.308*** (1.530)	11.791*** (3.274)	19.635*** (6.427)
<i>porte x liquidez</i>	178 (191)	638** (316)	553* (282)	1.005** (412)	1.206** (537)	-12 (467)	1.197*** (415)	2.083*** (639)	3.868*** (1.314)	8.384*** (3.105)
<i>porte x Δ delta_aliquota</i>	123 (1.020)	1.157 (1.392)	-5.109*** (1.464)	-9.509*** (1.740)	-5.961*** (1.804)	-1.956 (1.651)	12 (1.710)	-6.547*** (2.252)	-24.447*** (4.045)	-47.420*** (7.310)
<i>liquidez x Δ delta_aliquota</i>	-5.618* (3.267)	2.980 (4.454)	6.899 (6.105)	852 (8.973)	-4.099 (6.105)	-6.552 (5.408)	2.860 (5.663)	14.770 (9.663)	37.186 (23.855)	57.214 (42.897)
<i>porte x liquidez x Δ delta_aliquota</i>	2.489 (4.829)	94 (7.760)	16.562** (7.782)	15.990* (8.686)	8.002 (7.608)	-5.237 (8.131)	3.147 (9.513)	19.374 (12.553)	36.062* (20.858)	59.287* (35.935)
<i>N obs</i>	6324	6323	6299	6308	6284	6275	6275	6234	6188	6108
<i>N grupos</i>	1015	1015	1015	1017	1012	1010	1008	1005	1002	996
<i>R²</i>	0,001	0,002	0,011	0,027	0,009	0,001	0,001	0,008	0,031	0,033

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 74 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
<i>porte</i>	1,3 (1,5)	,98 (1,3)	1 (1,7)	-1,6 (1,8)	-2,4 (2)	-2,5 (1,8)
<i>liquidez</i>	-5,8 (6,7)	-12** (5,8)	-10 (6,5)	-19*** (7,2)	-12 (7,3)	-8,4 (6,2)
Δ <i>delta_aliquota</i>	-3,1 (11)	10 (12)	-20 (12)	-6,3 (15)	19 (16)	37** (17)
<i>porte x liquidez</i>	-5,7 (2,6)	1,6 (1,9)	,63 (2,3)	2,9 (2,7)	-1,1 (3)	2,2 (2,1)
<i>porte x Δ delta_aliquota</i>	2,5 (4,1)	-,88 (3,9)	1,1 (4,3)	7 (4,9)	1,5 (4,8)	-3 (5)
<i>liquidez x Δ delta_aliquota</i>	-178** (83)	29 (88)	-139 (92)	-99 (115)	4,9 (10)	153 (105)
<i>porte x liquidez x Δ delta_aliquota</i>	46 (36)	-31 (31)	-59 (36)	39 (45)	-13 (38)	-63* (38)
<i>N obs</i>	3726	3738	3724	3716	3713	3691
<i>N grupos</i>	672	673	682	671	678	658
<i>R²</i>	0,003	0,004	0,003	0,006	0,005	0,009

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Em relação à alíquota de compulsório, os resultados mostram que o porte é um importante fator afetando a forma como o volume de crédito reage ao compulsório. A liquidez e a sua interação com o porte não afetam a maneira como o volume de crédito reage ao compulsório.

Já a reação da taxa de juro não parece ser afetada por nenhuma das características. Os modelos estimados para a taxa de juros dessa seção são particularmente pobres, dado que em quase nenhum dos modelos alguma das variáveis explicativas se mostrou significativa.

As tabelas a seguir mostram os resultados para a Selic e a alíquota de compulsório como instrumentos de política monetária.

Tabela 75 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle - variável dependente: *Novas Concessões_{t+N} – Novas Concessões_{t-1}* †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
<i>porte</i>	284*** (67)	56 (46)	-56 (56)	-202*** (54)	-69 (70)	345*** (83)	1.601*** (106)	2.856*** (163)	5.537*** (285)	9.728*** (505)
<i>liquidez</i>	568*** (148)	208 (130)	-134 (146)	-700*** (171)	-236 (194)	271 (208)	2.766*** (255)	4.695*** (381)	8.894*** (667)	14.717*** (1.109)
Δ <i>selic_inesperada</i>	-107*** (20)	-61*** (13)	89*** (17)	-35** (17)	-10 (19)	-180*** (25)	-177*** (32)	-101** (41)	-74 (73)	-307** (136)
Δ <i>delta_aliquota</i>	3.313*** (1.082)	-1.086 (803)	174 (847)	-965 (1.142)	361 (1.168)	1.435 (1.254)	5.985*** (1.715)	10.009*** (2.344)	16.564*** (3.657)	28.513*** (6.918)
<i>porte x liquidez</i>	480*** (110)	166* (100)	-110 (112)	-567*** (132)	-118 (151)	154 (152)	1.987*** (182)	3.229*** (264)	6.076*** (450)	9.690*** (732)
<i>porte x</i> Δ <i>selic_inesperada</i>	-154*** (31)	-66*** (16)	102*** (28)	-21 (22)	-13 (30)	-200*** (39)	-324*** (45)	-329*** (48)	-451*** (81)	-1.010*** (175)
<i>porte x</i> Δ <i>delta_aliquota</i>	-6.496*** (1.880)	1.864 (1.467)	-1.998 (1.520)	-3.492* (1.959)	-4.572** (2.118)	-4.762** (2.350)	-12.288*** (3.017)	-22.092*** (3.543)	-38.932*** (4.753)	-75.811*** (9.234)
<i>liquidez x</i> Δ <i>selic_inesperada</i>	103 (139)	-45 (91)	-146 (113)	-61 (110)	22 (112)	331* (169)	564*** (216)	921*** (246)	1.584*** (441)	3.544*** (840)
<i>liquidez x</i> Δ <i>delta_aliquota</i>	-7.173 (7.974)	-2.101 (4.499)	-4.144 (4.742)	1.580 (8.040)	-8.464 (6.227)	-10.017 (7.137)	-233 (12.367)	4.715 (19.498)	21.689 (32.241)	34.731 (60.183)
<i>porte x liquidez x</i> Δ <i>selic_inesperada</i>	92 (133)	-89 (78)	-182* (106)	-40 (92)	33 (103)	273* (159)	324* (188)	460*** (175)	651** (300)	1.936*** (650)
<i>porte x liquidez x</i> Δ <i>delta_aliquota</i>	13.967 (9.874)	-571 (7.252)	12.631* (7.119)	21 (9.805)	12.279 (8.616)	5.667 (11.346)	25.788 (15.841)	50.165*** (19.150)	72.289*** (25.468)	128.240*** (47.738)
<i>N obs</i>	50000	49778	49514	49353	49174	49817	49497	49062	48681	47710
<i>N grupos</i>	1085	1083	1085	1084	1083	1078	1082	1080	1077	1072
<i>R</i> ²	0,003	0,001	0,001	0,001	0,001	0,003	0,012	0,016	0,020	0,024

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 76 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte e liquidez como controle – variável dependente: *Taxa de juros_{t+N} - Taxa de juros_{t-1}* †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
<i>porte</i>	,84** (,42)	,5 (,35)	,86** (,36)	,88** (,38)	1,1** (,44)	1,2*** (,4)
<i>liquidez</i>	-,98 (1,4)	-,3 (1,3)	-1,5 (1,3)	-,33 (1,3)	-4,1*** (1,5)	-1,3 (1,4)
Δ <i>selic_inesperada</i>	-,3 (,52)	1*** (,24)	,21 (,29)	-,031 (,29)	-,46 (,34)	-,12 (,48)
Δ <i>delta_aliquota</i>	11 (10)	18 (13)	-4 (9,7)	8,8 (18)	34** (15)	35* (18)
<i>porte x liquidez</i>	-,18 (,58)	,0065 (,5)	,27 (,51)	,22 (,49)	,25 (,58)	,033 (,55)
<i>porte x</i> Δ <i>selic_inesperada</i>	,46** (,18)	,24*** (,075)	,098 (,099)	,36*** (,095)	,23** (,11)	,45*** (,16)
<i>porte x</i> Δ <i>delta_aliquota</i>	4,8 (3,4)	7,4* (4,2)	9,6*** (3,6)	9,5* (5,5)	2,8 (4,5)	-,67 (5,5)
<i>liquidez x</i> Δ <i>selic_inesperada</i>	-7,4 (5,2)	-,0068 (1,4)	1 (2,2)	-2 (2,2)	-2,4 (2,4)	-4,8 (4,5)
<i>liquidez x</i> Δ <i>delta_aliquota</i>	-114 (77)	49 (85)	-52 (71)	-19 (123)	68 (91)	84 (112)
<i>porte x liquidez x</i> Δ <i>selic_inesperada</i>	2,6 (2,1)	,3 (,48)	-,23 (,85)	,81 (,81)	,39 (,86)	2,6 (1,8)
<i>porte x liquidez x</i> Δ <i>delta_aliquota</i>	17 (28)	-28 (28)	-9,2 (28)	14 (43)	-29 (34)	-38 (36)
<i>N obs</i>	29797	29410	29285	29317	28994	29561
<i>N grupos</i>	812	807	806	807	818	814
<i>R</i> ²	0,003	0,003	0,001	0,002	0,001	0,002

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados das duas tabelas acima mostram de novo que o porte é uma característica importante na determinação da reação dos bancos à política monetária em geral. Para a taxa de juros, o porte se mostra importante também

para determinar a reação à alíquota de compulsório, o que não ocorria na tabela 74.

A liquidez sozinha é importante para determinar a reação dos bancos à Selic nos efeitos acumulados sobre o volume de novas concessões, mas não se mostrou importante para determinar o efeito do compulsório. Já a interação entre porte e liquidez se mostrou importante para o volume acumulado, tanto para a Selic quanto para o compulsório. É interessante notar que os sinais do efeito da liquidez e da sua interação com o porte foram positivos, o que seria indício do canal de crédito bancário no Brasil.

Em resumo, há uma evidência ambígua nessa seção no que se refere ao canal de crédito. Por um lado, o porte afeta a reação dos bancos de uma maneira não prevista pela hipótese do canal de crédito. Por outro lado, há uma leve evidência de que o volume acumulado reage da forma prevista pelo canal de crédito à liquidez e sua interação com o porte. Porém, como essa evidência não é robusta as janelas utilizadas e não é encontrada para a taxa de juros do crédito, acredita-se que no geral não há uma evidência robusta do canal de crédito, mas que as características bancárias no Brasil se relacionam com a resposta à política monetária de uma maneira não usual.

4.6.5.

Resultados utilizando porte e tipo de propriedade dos bancos

Como vimos em subseções anteriores, o porte é uma importante característica para explicar diferenças na reação das variáveis de crédito à política monetária. A sensibilidade do crédito também poderia ser influenciada pelo tipo de propriedade do banco. Arena et al. (2007) apontam que bancos estrangeiros poderiam reagir menos à política monetária, pois eles teriam acesso a mais opções de financiamento fora do país. Outra corrente diz que bancos estrangeiros teriam maior aversão ao risco do que bancos domésticos, e que, por isso reagiriam mais fortemente a mudanças de política monetária, principalmente em períodos de crise.

Já os bancos públicos poderiam reagir de forma diferente a de bancos privados, pois bancos públicos têm acesso à base de depósitos mais estável, dando-lhes uma vantagem sobre bancos privados na reação a choques de política

monetária e, além disso, a suavização de choques de política monetária poderia ser um dos objetivos de bancos públicos.

As tabelas 77 e 78 mostram os principais parâmetros estimados desse modelo para a Selic:

Tabela 77 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
bancos públicos federais x $\Delta selic_{inesperada}$	912** (402)	168 (159)	-563* (332)	1.760*** (629)	1.878*** (642)	2.749*** (1.025)	5.929** (2.302)
bancos públicos estaduais x $\Delta selic_{inesperada}$	12 (47)	-42 (35)	-17 (40)	-3,1 (71)	4 (81)	26 (130)	135 (251)
bancos privados nacionais x $\Delta selic_{inesperada}$	-182*** (41)	-32 (21)	155*** (47)	-329*** (64)	-286*** (74)	-375*** (127)	-977*** (260)
bancos estrangeiros x $\Delta selic_{inesperada}$	-27 (29)	-17 (24)	13 (25)	-54 (58)	-55 (90)	-99 (164)	-191 (298)
bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_{inesperada}$	-225** (106)	-50 (58)	30 (80)	-252** (125)	-190 (134)	-189 (177)	-800* (440)
porte x bancos públicos federais x $\Delta selic_{inesperada}$	-689*** (250)	-173 (114)	409* (212)	-1.347*** (360)	-1.425*** (364)	-2.063*** (615)	-4.428*** (1.384)
porte x bancos públicos estaduais x $\Delta selic_{inesperada}$	-114*** (36)	-35 (22)	136*** (49)	-235*** (58)	-183*** (62)	-249** (105)	-714*** (213)
porte x bancos privados nacionais x $\Delta selic_{inesperada}$	-179*** (41)	-36* (21)	114** (46)	-348*** (64)	-367*** (75)	-521*** (125)	-1.145*** (261)
porte x bancos estrangeiros x $\Delta selic_{inesperada}$	-80*** (30)	-76*** (22)	66** (32)	-249*** (44)	-277*** (58)	-350*** (94)	-839*** (167)
porte x bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_{inesperada}$	15 (82)	-2,7 (51)	169 (108)	-91 (116)	-78 (83)	-39 (112)	-53 (284)
N obs	47742	47514	47262	47240	46817	46447	45475
N grupos	1171	1169	1171	1167	1166	1163	1155
R ²	0,004	0,001	0,002	0,011	0,011	0,013	0,017

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 78 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5
bancos públicos federais x $\Delta selic_{inesperada}$,18 (,43)	1,6*** (,45)	,35 (,5)
bancos públicos estaduais x $\Delta selic_{inesperada}$	1,7** (,8)	3,5*** (,85)	,21 (,73)
bancos privados nacionais x $\Delta selic_{inesperada}$,22 (,33)	1,1*** (,3)	,34 (,3)
bancos estrangeiros x $\Delta selic_{inesperada}$	-,56 (,58)	,61 (,65)	-1,1* (,62)
bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_{inesperada}$,55 (1,1)	1,1 (,75)	,64 (,72)
porte x bancos públicos federais x $\Delta selic_{inesperada}$,19* (,12)	,087 (,13)	,19 (,12)
porte x bancos públicos estaduais x $\Delta selic_{inesperada}$	-,18 (,2)	-,43** (,22)	,077 (,21)
porte x bancos privados nacionais x $\Delta selic_{inesperada}$,27** (,13)	,24** (,1)	-,042 (,11)
porte x bancos estrangeiros x $\Delta selic_{inesperada}$,52*** (,17)	,19 (,2)	,52*** (,2)
porte x bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_{inesperada}$,074 (,21)	,15 (,18)	,16 (,17)
N obs	28181	27775	27660
N grupos	867	860	858
R ²	0,002	0,003	0,001

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados de novas concessões na tabela 77 mostram que, como nas estimações anteriores, quanto maior o porte, maior é a reação estimada à Selic

para os bancos públicos federais e estaduais e para os bancos privados nacionais e bancos estrangeiros. Para os bancos privados com participação, mas não controle, estrangeiro, as estimações não são precisas.

Em relação à taxa de juros, há fortes evidências de que bancos privados nacionais e bancos estrangeiros maiores reagem mais à Selic do que seus congêneres de menor porte. O coeficiente da interação entre porte e Selic para os bancos privados nacionais é positivo e significativo nas janelas de 3 e 4 dias e para os bancos estrangeiros ele é positivo e significativo nas janelas de 3 e 5 dias. Para os bancos públicos federais existe essa evidência para apenas uma das janelas (3 dias) e a um nível de significância de apenas 10%. Para os bancos públicos estaduais existe uma leve evidência (apenas na janela de 4 dias) de que a taxa de juros de bancos maiores reage menos à Selic do que os bancos maiores. Finalmente, como no caso anterior, as estimações do efeito sobre a taxa de juros dos bancos privados com participação, mas não controle, estrangeiro não são precisamente estimadas.

As tabelas 79 e 80 mostram os resultados das estimações utilizando porte e controle para a alíquota de compulsório.

Tabela 79 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N} - Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
bancos públicos federais x Δ delta_aliquota	-7.068 (15.492)	9.629 (24.421)	51.725*** (19.061)	67.385*** (24.190)	6.347 (30.406)	-12.372 (24.134)	8.725 (27.663)	66.616** (32.150)	162.768*** (53.006)	243.772** (95.348)
bancos públicos estaduais x Δ delta_aliquota	-50 (1.950)	299 (2.866)	84 (2.467)	1.438 (3.638)	1.778 (2.720)	2.376 (3.233)	-1.062 (2.898)	-2.310 (3.904)	7.837 (8.831)	9.080 (13.899)
bancos privados nacionais x Δ delta_aliquota	-267 (420)	19 (540)	300 (649)	-261 (888)	482 (671)	-170 (798)	92 (714)	791 (1.145)	1.131 (2.616)	2.107 (4.581)
bancos estrangeiros x Δ delta_aliquota	850 (2.439)	-1.164 (2.974)	844 (3.232)	-1.972 (3.209)	4.710 (3.492)	-204 (2.864)	-2.159 (3.320)	714 (5.064)	3.049 (10.493)	-1.579 (19.340)
bancos com participação estrangeira x Δ delta_aliquota	-6.049 (6.636)	-8.209 (9.210)	6.710 (17.680)	2.030 (8.391)	9.178 (10.992)	24.043 (23.235)	-16.157 (13.811)	-12.248 (21.813)	-3.386 (23.701)	23.479 (42.344)
porte x bancos públicos federais x Δ delta_aliquota	3.059 (9.058)	-1.088 (13.957)	-30.087*** (11.435)	-45.495*** (15.016)	-9.292 (17.908)	4.427 (13.480)	-2.991 (15.942)	-38.040** (18.435)	-108.238*** (32.235)	-174.683*** (58.022)
porte x bancos públicos estaduais x Δ delta_aliquota	215 (1.389)	-2.144 (1.617)	-1.619 (2.216)	-8.061*** (2.835)	-5.687*** (2.103)	-5.957*** (2.822)	-2.461 (1.998)	-4.609* (2.393)	-21.742*** (5.751)	-42.968*** (11.032)
porte x bancos privados nacionais x Δ delta_aliquota	453 (1.160)	598 (1.532)	-5.124*** (1.597)	-7.181*** (1.957)	-4.969*** (1.879)	952 (2.303)	-285 (1.932)	-6.824*** (2.410)	-20.344*** (4.191)	-37.096*** (8.714)
porte x bancos estrangeiros x Δ delta_aliquota	-1.827 (2.160)	1.589 (2.380)	-2.237 (2.790)	-5.414*** (1.837)	-7.648*** (2.740)	-4.729** (2.128)	-22 (3.343)	-3.255 (4.968)	-16.215** (7.533)	-34.912*** (11.576)
porte x bancos com participação estrangeira x Δ delta_aliquota	3.522 (4.946)	6.431 (6.933)	1.270 (11.979)	-4.164 (5.720)	-9.898 (7.763)	-20.268 (17.767)	10.842 (10.521)	13.567 (15.615)	9.405 (14.956)	-20.144 (29.065)
N obs	6318	6317	6293	6302	6278	6269	6269	6228	6182	6102
N grupos	1014	1014	1014	1016	1011	1009	1007	1004	1001	995
R ²	0,002	0,004	0,021	0,046	0,008	0,005	0,001	0,012	0,047	0,042

Desvios padrão robustos em parênteses
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 80 Resultados dos efeitos da alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
bancos públicos federais x Δ delta_alíquota	-25 (31)	3,8 (25)	-83*** (29)	-26 (31)	-8,2 (38)	17 (38)
bancos públicos estaduais x Δ delta_alíquota	-56* (29)	-28 (37)	-42 (36)	,32 (27)	-60* (36)	90* (50)
bancos privados nacionais x Δ delta_alíquota	11 (9,3)	11 (10)	-2,6 (10)	-4,1 (12)	14 (13)	15 (13)
bancos estrangeiros x Δ delta_alíquota	47 (34)	20 (29)	-65** (26)	-47 (42)	15 (20)	-2,4 (29)
bancos com participação estrangeira x Δ delta_alíquota	66 (78)	6,5 (96)	106 (118)	290 (197)	290 (202)	262 (204)
porte x bancos públicos federais x Δ delta_alíquota	14 (9,2)	4,4 (8,1)	22** (9,4)	21** (9,6)	12 (10)	8,5 (11)
porte x bancos públicos estaduais x Δ delta_alíquota	16 (10)	8 (10)	-,41 (12)	3,9 (10)	20** (9)	-28 (19)
porte x bancos privados nacionais x Δ delta_alíquota	2,8 (3,7)	3,5 (3,8)	2,2 (4,7)	-,56 (4,8)	4 (4,3)	2,4 (4,9)
porte x bancos estrangeiros x Δ delta_alíquota	-18* (11)	-9,5 (9,1)	7,3 (7,5)	17 (13)	-2,8 (7,6)	3,5 (8,8)
porte x bancos com participação estrangeira x Δ delta_alíquota	-17 (22)	12 (25)	-20 (30)	-53 (49)	-63 (51)	-42 (51)
<i>N obs</i>	3726	3738	3724	3716	3713	3691
<i>N grupos</i>	672	673	682	671	678	658
<i>R²</i>	0,007	0,003	0,007	0,020	0,016	0,021

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados da tabela 79 para o volume de novas concessões são semelhantes aos anteriores para a Selic. Bancos maiores reagem mais a variações da alíquota de compulsório para bancos públicos federais e estaduais, bancos privados nacionais e bancos estrangeiros. Esses resultados são especialmente robustos quando se usa o volume acumulado de novas concessões como variável dependente. Em relação aos bancos com participação, mas não controle, estrangeiro o efeito da alíquota de compulsório não foi precisamente estimado.

Em relação à taxa de juros, os resultados foram precisamente estimados apenas para os bancos públicos federais, aonde a interação entre porte e alíquota de compulsório se mostrou negativa e significativa nas janelas de 5 e 6 dias. De forma geral, os resultados dessa estimação não foram estatisticamente significativos.

As tabelas 81 e 82 apresentam os resultados utilizando porte e controle e a Selic e a alíquota de compulsório ao mesmo tempo.

Tabela 81 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e da alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Novas\ Concessões_{t+N}$ – $Novas\ Concessões_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
bancos públicos federais x $\Delta selic_inesperada$	950** (396)	230 (180)	-607* (352)	109 (217)	2,8 (402)	1.033** (473)	1.884*** (583)	1.983*** (598)	2.938*** (1.029)	6.267*** (2.307)
bancos públicos estaduais x $\Delta selic_inesperada$	8,5 (50)	-69** (41)	3,7 (44)	-49 (46)	68 (56)	26 (65)	27 (75)	118 (91)	303* (158)	646** (310)
bancos privados nacionais x $\Delta selic_inesperada$	-190*** (47)	-51** (26)	144*** (53)	-4,7 (41)	-29 (48)	-257*** (62)	-346*** (73)	-305*** (85)	-407*** (145)	-1.001*** (301)
bancos estrangeiros x $\Delta selic_inesperada$	-29 (30)	-29 (24)	2,9 (25)	-70* (36)	-4,6 (49)	-108** (51)	-85 (59)	-115 (91)	-198 (166)	-371 (301)
bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_inesperada$	-164* (87)	-30 (53)	69 (74)	-57 (74)	-99 (117)	-256** (122)	-180* (106)	-97 (125)	-46 (166)	-473 (410)
porte x bancos públicos federais x $\Delta selic_inesperada$	-680*** (258)	-205 (125)	418* (227)	-117 (152)	-18 (263)	-782** (312)	-1.362*** (369)	-1.424*** (373)	-2.101*** (650)	-4.471*** (1.461)
porte x bancos públicos estaduais x $\Delta selic_inesperada$	-111*** (36)	-30 (24)	129*** (49)	5,2 (31)	-65 (45)	-164** (64)	-241*** (58)	-210*** (65)	-331*** (113)	-863*** (228)
porte x bancos privados nacionais x $\Delta selic_inesperada$	-166*** (41)	-45** (21)	96** (46)	-7,5 (33)	-12 (42)	-192*** (53)	-326*** (63)	-345*** (73)	-495*** (123)	-1.067*** (259)
porte x bancos estrangeiros x $\Delta selic_inesperada$	-76** (31)	-85*** (24)	64** (33)	-1 (31)	-22 (38)	-165*** (39)	-241*** (45)	-257*** (58)	-324*** (95)	-782*** (168)
porte x bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_inesperada$	6,6 (78)	-10 (50)	151 (105)	108 (81)	101 (105)	7,8 (196)	-94 (111)	-87 (83)	-59 (112)	-98 (291)
bancos públicos federais x $\Delta delta_aliquota$	36.520* (21.430)	-7.918 (16.284)	15.892 (14.363)	23.133 (17.976)	11.920 (25.035)	25.516 (25.253)	58.574* (34.852)	104.456*** (39.490)	177.981*** (49.845)	329.303*** (98.781)
bancos públicos estaduais x $\Delta delta_aliquota$	1.871 (2.147)	-170 (2.236)	-2.113 (2.312)	-2.980 (3.155)	-230 (2.070)	1.281 (2.575)	1.844 (2.968)	-176 (3.720)	-1.629 (6.182)	-3.887 (11.009)
bancos privados nacionais x $\Delta delta_aliquota$	2.166*** (766)	-174 (533)	435 (559)	-930 (931)	430 (741)	879 (954)	3.425*** (1.114)	5.260*** (1.687)	7.147** (2.925)	11.128** (5.314)
bancos estrangeiros x $\Delta delta_aliquota$	4.209 (3.464)	-1.229 (2.844)	-973 (2.408)	-7.769** (3.652)	2.153 (3.873)	2.034 (3.145)	6.890 (4.739)	10.638 (8.604)	16.266 (13.714)	28.715 (25.786)
bancos com participação estrangeira x $\Delta delta_aliquota$	8.599 (11.118)	3.564 (7.986)	-18.818 (13.174)	-13.102 (13.912)	-937 (12.253)	43.002* (23.897)	19.647 (15.935)	10.033 (19.814)	-13.510 (18.655)	-28.050 (46.570)
porte x bancos públicos federais x $\Delta delta_aliquota$	-23.667* (12.901)	5.892 (10.126)	-9.212 (8.855)	-15.100 (11.089)	-10.127 (15.304)	-15.901 (15.215)	-39.358* (20.856)	-70.188*** (23.448)	-122.644*** (29.157)	-229.841*** (58.629)
porte x bancos públicos estaduais x $\Delta delta_aliquota$	-1.624 (2.027)	9,6 (1.346)	2.124 (2.413)	-3.102 (2.647)	-4.267** (1.904)	-6.179** (2.919)	-6.030** (2.839)	-8.260** (3.292)	-19.481*** (4.583)	-45.782*** (9.034)
porte x bancos privados nacionais x $\Delta delta_aliquota$	-5.152** (2.242)	2.922* (1.676)	-1.050 (2.083)	-1.737 (2.598)	-3.830* (2.218)	-1.792 (3.182)	-9.826** (3.896)	-18.488*** (4.709)	-33.555*** (6.575)	-65.267*** (12.767)
porte x bancos estrangeiros x $\Delta delta_aliquota$	-4.601 (2.833)	-671 (1.927)	-4.132** (1.955)	-1.002 (2.378)	-5.838** (2.825)	-4.170 (3.085)	-10.731*** (3.518)	-20.776*** (4.788)	-33.891*** (6.959)	-63.660*** (12.472)
porte x bancos com participação estrangeira x $\Delta delta_aliquota$	-6.203 (6.118)	-2.831 (4.796)	10.765 (8.182)	5.764 (8.370)	-1.061 (7.391)	-25.633* (14.452)	-14.956 (9.098)	-11.330 (11.123)	432 (9.431)	-32.114 (24.206)
N obs	49976	49756	49493	49331	49152	49796	49475	49041	48660	47690
N grupos	1084	1082	1084	1083	1082	1077	1081	1079	1076	1071
R ²	0,005	0,001	0,002	0,001	0,001	0,003	0,011	0,013	0,016	0,022

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 82 Resultados dos efeitos da taxa básica de juros e alíquota de compulsório, porte e tipo de propriedade como controle – variável dependente: $Taxa\ de\ juros_{t+N} - Taxa\ de\ juros_{t-1}$ †

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8
bancos públicos federais x $\Delta selic_inesperada$,14 (,48)	1,4*** (,49)	,15 (,57)	,00043 (,44)	-,36 (,63)	,41 (,57)
bancos públicos estaduais x $\Delta selic_inesperada$	1,7** (,8)	3,6*** (,86)	,0035 (,74)	,86 (,89)	-,18 (1)	1,5** (,61)
bancos privados nacionais x $\Delta selic_inesperada$,2 (,32)	1,1*** (,29)	,2 (,28)	-,014 (,29)	-,24 (,35)	,18 (,4)
bancos estrangeiros x $\Delta selic_inesperada$	-,58 (,54)	-,12 (,53)	-,95 (,61)	,27 (,5)	-1,3** (,65)	-,33 (,7)
bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_inesperada$,64 (1,2)	1,2 (,79)	,39 (,73)	,39 (1)	,86 (1,1)	-,037 (1,2)
porte x bancos públicos federais x $\Delta selic_inesperada$,2 (,14)	,11 (,14)	,24* (,14)	,36* (,19)	,23 (,16)	,41** (,2)
porte x bancos públicos estaduais x $\Delta selic_inesperada$	-,19 (,21)	-,48** (,23)	,13 (,22)	,074 (,27)	,19 (,28)	-,11 (,21)
porte x bancos privados nacionais x $\Delta selic_inesperada$,33** (,13)	,29*** (,1)	-,016 (,11)	,33*** (,1)	,14 (,12)	,32** (,15)
porte x bancos estrangeiros x $\Delta selic_inesperada$,57*** (,17)	,42** (,18)	,47** (,21)	,23 (,16)	,48** (,24)	,43* (,23)
porte x bancos com participação estrangeira x $\Delta selic_inesperada$,085 (,23)	,14 (,2)	,2 (,18)	,25 (,21)	,042 (,24)	,13 (,21)
bancos públicos federais x $\Delta delta_aliquota$	-,55*** (18)	-,25 (23)	-,86*** (25)	-,94 (28)	39 (37)	7,9 (42)
bancos públicos estaduais x $\Delta delta_aliquota$	-,31 (29)	-,55 (31)	-,31 (39)	33 (26)	-,42 (32)	85 (61)
bancos privados nacionais x $\Delta delta_aliquota$	19** (7,9)	9,8 (11)	7,9 (7,6)	12 (14)	33** (13)	27* (15)
bancos estrangeiros x $\Delta delta_aliquota$	55 (36)	35 (28)	-,48* (26)	-,34 (54)	28 (18)	23 (36)
bancos com participação estrangeira x $\Delta delta_aliquota$	141 (113)	93 (76)	36 (96)	19 (133)	19 (124)	-,54 (65)
porte x bancos públicos federais x $\Delta delta_aliquota$	20*** (6,3)	12* (6,6)	23*** (7,6)	12 (7,9)	3,5 (9,6)	4,6 (11)
porte x bancos públicos estaduais x $\Delta delta_aliquota$	7,5 (7,9)	6,3 (7,9)	4,6 (11)	-,5 (8,4)	18** (8,3)	-,21 (22)
porte x bancos privados nacionais x $\Delta delta_aliquota$	2 (3,1)	4,6 (3,3)	5,7 (4,4)	2,1 (4,5)	1,5 (3,7)	-,19 (4,9)
porte x bancos estrangeiros x $\Delta delta_aliquota$	-,4 (11)	11 (9,8)	28*** (9,5)	30* (17)	8,8 (7,6)	8,4 (12)
porte x bancos com participação estrangeira x $\Delta delta_aliquota$	-,28 (30)	11 (20)	5,6 (25)	9,8 (33)	7,9 (33)	32* (19)
<i>N obs</i>	29797	29410	29285	29317	28994	29561
<i>N grupos</i>	812	807	806	807	818	814
<i>R²</i>	0,002	0,004	0,001	0,002	0,002	0,002

Desvios padrão robustos em parênteses

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

† Fonte: Banco Central do Brasil

Em relação à tabela 81, para todos os tipos de controle, com exceção dos bancos com participação estrangeira, os coeficientes da interação entre porte e Selic e da interação entre porte e alíquota de compulsório se mostraram negativos e significativos na grande maioria das janelas utilizadas nas estimações, individuais ou acumuladas. Como antes, isso significa que, em geral, o volume de crédito dos bancos maiores reage mais à política monetária do que dos bancos menores.

Os resultados da tabela 82 são um pouco mais ambíguos. Para os bancos públicos federais, bancos maiores reagem mais tanto à Selic quanto à alíquota de compulsório. Para os bancos públicos estaduais não há evidência robusta de que o

porte influencie a resposta, tanto à Selic quanto à alíquota de compulsório. Para os bancos privados nacionais, há evidência robusta de que bancos maiores reagem mais à Selic do que bancos menores. Porém, para esse mesmo tipo de banco não há evidência de que o porte influencie a resposta da taxa de juros à alíquota de compulsório. Para os bancos estrangeiros a evidência é parecida com a dos bancos privados nacionais, embora haja uma evidência um pouco mais robusta de que o coeficiente associado à interação entre porte e alíquota de compulsório é positivo (janela de 5 dias a 1% de significância e janela de 6 dias a 10% de significância). Como antes, as reações de bancos com participação, mas não controle, estrangeiro não são significativas.

Para dar um pouco mais de comparabilidade as estimações das tabelas 81 e 82, apresentamos os cálculos das sensibilidades do volume de novas concessões e taxa de juros para algumas combinações de porte e tipo de propriedade nas tabelas abaixo. Em particular, utilizamos os percentis 25%, 50%, 75% , 90% e 95% e a média da distribuição empírica da variável porte⁸⁰. Nessas tabelas, em parênteses encontram-se os testes de significância desses valores calculados.

⁸⁰ Nossa medida de porte é normalizada de forma a ter média zero em cada período da amostra. Calcularam-se os momentos utilizando-se toda a amostra. Esses momentos amostrais foram: percentil 25% igual a -1,26, percentil 50% igual a 0,61, média igual a 0,56, percentil 75% igual a 2,01 , percentil 90% igual a 3,72 e percentil 95% igual a 4,4.

Tabela 83 Sensibilidades do volume de novas concessões à taxa básica de juros por porte e tipo de propriedade †

Tipos de propriedade	Portes									
	Percentil 25					Percentil 50				
	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8
público federal	1808 (6,3)**	489 (2,1)	2020 (5,5)**	5590 (9,3)***	11910 (8,3)***	536 (4,8)**	105 (1)	557 (3,7)*	1659 (6,5)**	3546 (6)**
público estadual	149 (3,2)*	-31 (0,3)	233 (3,4)*	721 (7,1)***	1735 (10,2)***	-59 (1,8)	-87 (5,7)**	-74 (1,7)	102 (0,7)	121 (0,2)
privado nacional	20 (1,5)	6 (0,4)	-15 (0,7)	218 (17,1)***	346 (12,8)***	-291 (16,7)***	-78 (4,2)**	-374 (16)***	-708 (10,6)***	-1650 (13,2)***
estrangeiro	67 (1,8)	78 (3,7)*	100 (1,9)	211 (3,7)*	616 (3,2)*	-75 (4,75)**	-81 (9,1)***	-208 (14,6)***	-395 (9,1)***	-847 (6,6)**
participação estrangeira	-172 (1,5)	-17 (0,03)	-266 (0,9)	28 (0,01)	-349 (0,3)	-160 (3)*	-36 (0,4)	-251 (2,3)	-82 (0,2)	-533 (1,7)
Tipos de propriedade	Média					Percentil 75				
público federal	570 (4,9)**	115 (1)	596 (3,8)*	1764 (6,7)***	3769 (6,1)**	-421 (6,7)***	-183 (4,5)**	-544 (7,9)***	-1299 (11,2)***	-2750 (10,5)***
público estadual	-54 (1,5)	-86 (5,4)**	-66 (1,4)	118 (0,9)	164 (0,4)	-215 (10,9)***	-130 (7,7)***	-305 (7,4)***	-365 (4,2)**	-1095 (10)***
privado nacional	-283 (16,7)***	-76 (4,2)**	-364 (16)***	-684 (10,5)***	-1597 (13,1)***	-525 (16,7)***	-142 (4,3)**	-644 (14,8)***	-1405 (13,1)***	-3153 (15)***
estrangeiro	-71 (4,5)**	-76 (8,5)***	-200 (13,8)***	-379 (4,3)**	-808 (6,1)**	-182 (7,2)***	-200 (15,3)***	-441 (24)***	-851 (9,8)***	-1948 (16,4)***
participação estrangeira	-160 (3,1)*	-36 (0,4)	-252 (2,5)	-79 (0,2)	-528 (1,7)	-151 (0,8)	-50 (0,2)	-240 (0,3)	-165 (0,4)	-671 (1,1)
Tipos de propriedade	Percentil 90					Percentil 95				
público federal	-1582 (7,3)***	-533 (3,3)*	-1879 (7)***	-4886 (11,5)***	-10383 (10,4)***	-2039 (7,3)***	-911 (3,2)*	-3320 (6,9)***	-8757 (11,3)***	-18620 (10,2)***
público estadual	-405 (11,7)***	-181 (5,3)**	-585 (7,5)***	-930 (7,2)***	-2568 (14)***	-479 (11,5)***	-236 (4,7)**	-887 (7,4)***	-1539 (7,6)***	-4158 (14,3)***
privado nacional	-808 (16,6)***	-219 (14,2)***	-972 (4,4)**	-2250 (14,2)***	-4975 (15,8)***	-920 (16,6)***	-301 (4,4)**	-1326 (14)***	-3162 (14,4)***	-6940 (15,9)***
estrangeiro	-312 (7,1)***	-346 (15)***	-722 (23,4)***	-1405 (11,6)***	-3283 (20,4)***	-363 (7)***	-502 (14,7)***	-1026 (23)***	-2002 (11,8)***	-4724 (21)***
participação estrangeira	-139 (0,2)	-67 (0,1)	-227 (0,1)	-266 (0,4)	-838 (0,6)	-135 (0,2)	-86 (0,1)	-213 (0,1)	-374 (0,4)	-1019 (0,5)

‡ - Estatísticas F em parênteses; Fonte: Banco Central do Brasil
 * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

Tabela 84 Sensibilidade da taxa de juros do crédito à taxa básica de juros por porte e tipo de propriedade‡

Tipos de propriedade	Portes					
	Percentil 25			Percentil 50		
	N=3	N=4	N=8	N=3	N=4	N=8
público federal	-0,11 (0,03)	1,26 (4,1)**	-0,11 (0,02)	0,26 (0,4)	1,47 (12,6)***	0,66 (1,8)
público estadual	1,94 (3,7)*	4,21 (14,2)***	1,64 (3,9)*	1,58 (5,5)**	3,31 (19,3)***	1,43 (7,9)***
privado nacional	-0,22 (0,2)	0,73 (3,5)*	-0,22 (0,2)	0,40 (2,3)	1,28 (20,7)***	0,37 (1,1)
estrangeiro	-1,30 (3,1)*	-0,65 (0,8)	-0,87 (0,8)	-0,23 (0,3)	0,14 (0,1)	-0,07 (0,01)
participação estrangeira	0,53 (0,1)	1,02 (1,1)	-0,20 (0,02)	0,69 (0,4)	1,29 (3,5)*	0,04 (0,001)
	Média			Percentil 75		
	N=3	N=4	N=8	N=3	N=4	N=8
público federal	0,25 (0,3)	1,46 (12,2)***	0,64 (1,7)	0,54 (2,8)*	1,62 (27,5)***	1,24 (10,5)***
público estadual	1,59 (5,5)**	3,33 (19,1)***	1,44 (7,8)***	1,32 (7,8)***	2,63 (22,6)***	1,28 (12,2)***
privado nacional	0,38 (2,1)	1,26 (20)***	0,36 (1)	0,87 (19,3)***	1,68 (37,2)***	0,83 (6,2)**
estrangeiro	-0,26 (0,3)	0,11 (0,1)***	-0,09 (0,02)	0,57 (3,3)*	0,73 (5,7)**	0,54 (2,4)
participação estrangeira	0,69 (0,4)	1,28 (3,4)*	0,04 (0,001)	0,81 (0,8)	1,48 (7,1)***	0,23 (0,06)
	Percentil 90			Percentil 95		
	N=3	N=4	N=8	N=3	N=4	N=8
público federal	0,88 (6,5)**	1,81 (30,5)***	1,94 (16)***	1,02 (6,5)**	1,88 (24,8)***	2,21 (14,7)***
público estadual	0,99 (6,1)**	1,81 (11,7)**	1,09 (5,9)**	0,86 (3,7)*	1,49 (6,2)**	1,02 (3,6)*
privado nacional	1,43 (21,2)***	2,18 (36,6)***	1,37 (9,1)***	1,65 (18,5)***	2,37 (33,6)***	1,59 (9)***
estrangeiro	1,54 (19)***	1,44 (15)***	1,27 (11,3)***	1,93 (20)***	1,73 (12,3)***	1,56 (10,4)***
participação estrangeira	0,96 (1,5)	1,72 (9,3)***	0,45 (0,3)	1,01 (1,7)	1,82 (8,5)***	0,53 (0,5)

‡ - Estatísticas F em parênteses; Fonte: Banco Central do Brasil

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

Das duas tabelas acima, pode-se notar que, em geral, as sensibilidades de novas concessões e taxa de juros dependem positivamente do tamanho para quase todos os tipos de propriedade. As estimações mostram que os maiores bancos públicos federais (percentil 95%) são o tipo de banco com a maior sensibilidade de volume à taxa básica de juros e que os bancos públicos estaduais médios são o

tipo de banco com a maior sensibilidade da taxa de juros à Selic. Em contrapartida, para alguns níveis baixos de porte, as estimações mostram os bancos públicos federais agindo de uma maneira contra-cíclica, alterando o volume de crédito na direção oposta à esperada⁸¹. Porém, em geral, essas estimativas não são estatisticamente significativas.

As estimativas pontuais em relação à diferença de sensibilidades do volume de novas concessões entre bancos privados nacionais e estrangeiros é inconclusiva. Enquanto que na janela de 3 e 8 dias, os bancos privados nacionais apresentam maior sensibilidade, na janela de 4 dias ocorre o contrário.

A tabela 85 abaixo apresenta os testes estatísticos para duas hipóteses nulas: a sensibilidade do volume de novas concessões à Selic de bancos privados nacionais e estrangeiros é a mesma e a sensibilidade do volume de novas concessões à Selic de bancos privados nacionais e bancos públicos federais é a mesma. Essas hipóteses são testadas para vários níveis distintos de porte. Já a tabela 86 reporta os resultados dos testes equivalentes para a sensibilidade da taxa de juros do crédito à Selic.

⁸¹ Apesar dos bancos públicos federais, em geral, serem bancos grandes, há bancos públicos estaduais federalizados que são classificados como bancos públicos federais. Esses bancos, em geral, são de pequeno porte.

Tabela 85 Testando diferenças nas sensibilidades do volume de novas concessões à taxa básica de juros

H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,81	Estatística-F=3,1*	Estatística-F=7,4***	Estatística-F=0,001	Estatística-F=7,5***	Estatística-F=0,001
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=5,5**	Estatística-F=0,5	Estatística-F= 4,6**	Estatística-F= 0,9	Estatística-F= 4,4**	Estatística-F=0,96
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F= 6,2**	Estatística-F=2,1	Estatística-F= 10,5***	Estatística-F=2,6	Estatística-F=10,2***	Estatística-F=2,6
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,3	Estatística-F=0,15	Estatística-F = 1,6	Estatística-F=1	Estatística-F=2	Estatística-F=1,2
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4
Estatística-F=2,3	Estatística-F=3,1*	Estatística-F=2,4	Estatística-F=6,1**	Estatística-F=2,4	Estatística-F=6,3***
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4
Estatística-F=1,1	Estatística-F=3,8*	Estatística-F= 0,7	Estatística-F=2,7*	Estatística-F= 0,6	Estatística-F= 2,5
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4
Estatística-F= 5,6**	Estatística-F= 11,6**	Estatística-F= 9,3***	Estatística-F= 17***	Estatística-F=9,1***	Estatística-F=16,8***
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4
Estatística-F=0,2	Estatística-F=0,2	Estatística-F = 1,4	Estatística-F = 3,4*	Estatística-F=1,8	Estatística-F=4,2**
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F=0,001	Estatística-F=0,6	Estatística-F=1,2	Estatística-F=2,1	Estatística-F=1,2	Estatística-F=2,1
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F=1,4	Estatística-F=1,6	Estatística-F= 1,4	Estatística-F= 1,4	Estatística-F= 1,3	Estatística-F= 1,3
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F= 8,5***	Estatística-F=7,9***	Estatística-F= 11,9***	Estatística-F=11,7***	Estatística-F=11,8***	Estatística-F=11,5***
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F=0,04	Estatística-F=0,1	Estatística-F = 2,9*	Estatística-F=2,4	Estatística-F=3,5*	Estatística-F=3*

* 0.05<p-valor<0.10; ** 0.01<p-valor<0.05; ***p-valor<0.01

† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 86 Testando diferenças nas sensibilidades da taxa de juros do crédito à taxa básica de juros

H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=1,5	Estatística-F=2,68	Estatística-F=1,5	Estatística-F=4,5**	Estatística-F=1,5	Estatística-F=4,4**
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,7	Estatística-F=5,1**	Estatística-F=0,04	Estatística-F=1,8	Estatística-F=0,2	Estatística-F=1
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,02	Estatística-F=0,7	Estatística-F=0,08	Estatística-F=0,3	Estatística-F=0,07	Estatística-F=0,3
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,8	Estatística-F=0,001	Estatística-F=1,5	Estatística-F=0,3	Estatística-F=1,5	Estatística-F=0,5
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F=0,3		Estatística-F=0,4		Estatística-F=0,4	
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F=0,3		Estatística-F=0,02		Estatística-F=0,001	
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F=0,02		Estatística-F=0,2		Estatística-F=0,2	
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F=0,7		Estatística-F=0,7		Estatística-F=0,6	

* 0.05<p-valor<0.10; ** 0.01<p-valor<0.05; ***p-valor<0.01
 † Fonte: Banco Central do Brasil

Os resultados acima mostram que para a janela de 3 dias a sensibilidade do volume de novas concessões à Selic de bancos estrangeiros é estatisticamente inferior, em termos absolutos, a de bancos privados nacionais para quase todos os percentis analisados (a exceção é o percentil 25%). Porém, com a janela de 4 dias a sensibilidade do volume de novas concessões dos dois tipos de banco não se mostrou estatisticamente diferente e as estimativas pontuais da sensibilidade com essa janela mostradas na tabela 83 foram maiores para os bancos estrangeiros. Os testes para a janela acumulada de 3 e 4 dias mostram de novo que a sensibilidade de bancos estrangeiros, em termos absolutos, é estatisticamente inferior à dos bancos privados nacionais⁸². Porém, para as janelas acumuladas mais longas, de 1 a 5 dias e de 1 a 8 dias, os testes mostram que não existem diferenças significativas de resposta entre bancos privados nacionais e estrangeiros. Sendo assim, as evidências de que o volume de crédito de bancos privados nacionais é mais sensível à Selic não são robustas as janelas utilizadas.

⁸² Não mostramos o cálculo das sensibilidades para a janela acumulada na tabela 83. Eles mostram, por exemplo, que as sensibilidades de bancos privados nacionais nos percentis 50, 75, 90 e 95 são iguais, respectivamente, à -544, -1003, -1560, -1779 e -2161. Enquanto isso, para os bancos estrangeiros esses números são: -232, -571, -982, -1145 e -1427.

Os testes também mostram que há diferença robusta entre bancos públicos e privados nacionais para os percentis 25% e 50% e para o porte médio. Os testes com as janelas de 3, 8, 3 e 4, 1 a 5 e 1 a 8 dias para os percentis inferiores (25%,50% e a média) e as estimativas pontuais da tabela 83 evidenciam uma menor sensibilidade do volume de novas concessões, em termos absolutos, dos bancos públicos. Para os portes maiores, não há diferença significativa entre os dois tipos de bancos.

Em relação à sensibilidade da taxa de juros à Selic não há nenhuma evidência de que os tipos de banco estudados apresentem diferenças estatisticamente significativas.

As tabelas a seguir apresentam os cálculos da sensibilidade de novas concessões e taxa de juros à alíquota de compulsório para algumas combinações de porte e tipo de propriedade. Como antes, utilizamos os percentis 25%, 50%, 75% , 90% e 95% e a média da distribuição empírica da variável porte.

Tabela 87 Sensibilidades do volume de novas concessões à alíquota de compulsório por porte e tipo de propriedade †

Tipos de propriedade	Portes									
	Percentil 25					Percentil 50				
	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8
público federal	66393 (3,1)*	-15355 (0,3)	45587 (1,1)	332786 (15)***	619415 (13,1)***	22114 (2,6)	-4332 (0,2)	15837 (1)	103328 (9,7)***	189399 (8,5)***
público estadual	3921 (1)	-182 (0,001)	9080 (2,8)*	22960 (4,8)**	53900 (7,7)***	882 (0,2)	-164 (0,01)	-2480 (1,1)	-13487 (6,6)**	-31754 (11,2)***
privado nacional	8669 (6,9)***	-3862 (2,5)	3141 (0,5)	49501 (25,8)***	93510 (24,9)***	-970 (0,7)	1605 (3,5)*	-212 (0,02)	-13278 (10,9)***	-28600 (14,1)***
estrangeiro	10017 (2,4)	-382 (0,01)	7297 (1,3)	59044 (7,9)	109068 (7,8)***	1408 (0,3)	-1637 (0,5)	-504 (0,04)	-4363 (0,2)	-10035 (0,2)
participação estrangeira	16429 (0,8)	7137 (0,3)	75357 (3,2)*	-14055 (0,2)	68585 (0,8)	4823 (0,4)	1841 (0,1)	27399 (3,2)*	-13247 (1)	8502 (0,07)
	Média					Percentil 75				
	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8
público federal	23299 (2,6)	-4627 (0,2)	16633 (1)	109468 (10,1)***	200907 (8,8)***	-11212 (4,1)**	3965 (0,8)	-6554 (1)	-69371 (16,2)***	-134247 (15,8)***
público estadual	964 (0,2)	-165 (0,01)	-2171 (0,9)	-12512 (5,6)**	-29462 (9,6)***	-1404 (0,1)	-151 (0,001)	-11181 (4,7)**	-40919 (26,6)***	-96222 (37,2)***
privado nacional	-712 (0,4)	1458 (3,5)*	-122 (0,01)	-11598 (9,4)***	-25332 (12,6)***	-8225 (3,9)**	5719 (3,4)*	-2735 (0,2)	-60528 (23,4)***	-120505 (24,6)***
estrangeiro	1639 (0,4)	-1604 (0,4)	-295 (0,01)	-2667 (0,1)	-6847 (0,1)	-5070 (1,4)	-2582 (0,6)	-6376 (1,65)	-52086 (26,4)***	-99676 (32)***
participação estrangeira	5134 (0,4)	1983 (0,1)	28683 (3,2)	-13269 (0,9)	10110 (0,09)	-3911 (1,2)	-2146 (0,9)	-8695 (1,6)	-12639 (3,1)*	-36719 (4,4)**
	Percentil 90					Percentil 95				
	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=3	N=4	N=8	N=1 à 5	N=1 à 8
público federal	-51617 (3,7)*	14024 (0,4)	-33700 (1,1)	-278749 (20,2)***	-526631 (17,7)***	-67527 (3,6)*	17985 (0,4)	-44389 (1,1)	-361196 (19,7)***	-681142 (17,2)***
público estadual	-4177 (0,3)	-134 (0,001)	-21730 (4,8)**	-74177 (25,3)***	-174380 (34,7)***	-5269 (0,4)	-128 (0,001)	-25884 (4,8)**	-87273 (24,4)***	-205157 (33,6)***
privado nacional	-17020 (4,6)**	10708 (3,2)*	-5794 (0,3)	-117813 (24,9)***	-231928 (25,6)***	-20484 (4,7)**	12672 (3,2)**	-6999 (0,3)	-140370 (25,2)***	-275804 (25,7)***
estrangeiro	-12925 (2,2)	-3728 (0,4)	-13495 (1,9)	-109945 (35,7)***	-208357 (43,5)***	-16018 (2,3)	-4179 (0,3)	-16298 (1,9)	-132728 (34,6)***	-251152 (41,5)***
participação estrangeira	-14501 (1,3)	-6979 (0,5)	-52456 (2,9)*	-11901 (0,4)	-91543 (3,4)*	-18671 (1,3)	-8882 (0,4)	-69688 (3)*	-11611 (0,2)	-113132 (3)*

† - Estatísticas F em parênteses; Fonte: Banco Central do Brasil
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

Tabela 88 Sensibilidade da taxa de juros do crédito à alíquota de compulsório por porte e tipo de propriedade‡

Tipos de propriedade	Portes					
	Percentil 25			Percentil 50		
	N=3	N=4	N=8	N=3	N=4	N=8
público federal	-80 (10,7)***	-40 (1,8)	2 (0,001)	-43 (8,3)***	-18 (0,8)	11 (0,08)
público estadual	-40 (1,3)	-13 (0,1)	112 (1,6)	-26 (1)	-2 (0,001)	72 (2,2)
privado nacional	16 (2,3)	4 (0,09)	29 (2,3)	20 (7,5)***	13 (1,8)	26 (3,9)**
estrangeiro	60 (1,5)	21 (0,3)	12 (0,07)	53 (2,9)*	42 (3)*	28 (0,8)
participação estrangeira	176 (1,4)	79 (0,6)	-94 (1,1)	124 (1,7)	100 (2,3)	-35 (0,4)
	Média			Percentil 75		
	N=3	N=4	N=8	N=3	N=4	N=8
	público federal	-44 (8,4)***	-18 (0,8)	10 (0,08)	-15 (1,8)	-1 (0,001)
público estadual	-27 (1)	-2 (0,01)	73 (2,1)	-16 (0,5)	7 (0,09)	43 (2,9)*
privado nacional	20 (7,3)***	12 (1,7)	26 (3,8)*	23 (9,3)***	19 (5,5)**	23 (3,8)*
estrangeiro	53 (2,9)*	41 (2,9)*	28 (0,8)	47 (5,9)**	57 (8,6)***	40 (2,8)*
participação estrangeira	125 (1,6)	99 (2,2)	-36 (0,4)	85 (2)	115 (7,3)***	11 (0,08)
	Percentil 90			Percentil 95		
	N=3	N=4	N=8	N=3	N=4	N=8
	público federal	19 (2,3)	20 (2,2)	25 (1,2)	33 (4,3)**	28 (3,1)*
público estadual	-3 (0,02)	18 (0,5)	7 (0,04)	2 (0,001)	22 (0,7)	-7 (0,04)
privado nacional	26 (6,1)**	27 (7,2)***	20 (1,7)	28 (5)**	30 (6,9)***	19 (1,1)
estrangeiro	40 (5,1)**	76 (8,9)***	54 (3,5)*	37 (2,9)*	83 (7,7)***	60 (3)*
participação estrangeira	37 (1)	134 (20)***	65 (4,7)**	18 (0,2)	141 (16,8)***	87 (5,5)**

‡ - Estatísticas F em parênteses; Fonte: Banco Central do Brasil

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

As duas tabelas acima mostram que, como no caso da Selic, as sensibilidades do volume de novas concessões e da taxa de juros dependem positivamente do porte, ou seja, quanto maior o banco, mais sensível ele é a alíquota de compulsório. Em relação ao volume de novas concessões, pode-se

notar que, em geral, as sensibilidades só se mostraram estatisticamente significativas para as janelas acumuladas.

Finalmente, as duas tabelas a seguir mostram os testes de hipóteses em relação a diferenças de sensibilidade à alíquota de compulsório entre bancos privados nacionais e bancos estrangeiros e bancos privados nacionais e bancos públicos federais.

Tabela 89 Testando diferenças nas sensibilidades do volume de novas concessões à alíquota de compulsório

H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,03	Estatística-F=0,4	Estatística-F=0,7	Estatística-F=1,6	Estatística-F=0,7	Estatística-F=1,5
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,3	Estatística-F=3,4*	Estatística-F= 0,1	Estatística-F= 2,9*	Estatística-F= 0,1	Estatística-F=2,8*
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F= 2,3	Estatística-F=0,2	Estatística-F= 2,8*	Estatística-F=0,3	Estatística-F=2,8*	Estatística-F=0,3
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,2	Estatística-F=0,1	Estatística-F = 1,5	Estatística-F=0,02	Estatística-F=1,6	Estatística-F=0,03
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4
Estatística-F=0,3	Estatística-F=0,2	Estatística-F=0,01	Estatística-F=0,5	Estatística-F=0,001	Estatística-F=0,5
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=3 e 4	N=3	N=3 e 4	N=3	N=3 e 4
Estatística-F=0,2	Estatística-F=0,03	Estatística-F= 0,3	Estatística-F=0,001	Estatística-F= 0,3	Estatística-F= 0,001
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4
Estatística-F= 0,9	Estatística-F= 2,3	Estatística-F= 1	Estatística-F= 2,7*	Estatística-F=1	Estatística-F=2,7*
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4	N=8	N=3 e 4
Estatística-F=0,2	Estatística-F=0,1	Estatística-F = 0,7	Estatística-F = 1,4*	Estatística-F=0,7	Estatística-F = 1,7
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F=0,2	Estatística-F=0,1	Estatística-F=0,6	Estatística-F=0,7	Estatística-F=0,6	Estatística-F=0,7
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F=0,3	Estatística-F=0,5	Estatística-F= 0,07	Estatística-F= 0,2	Estatística-F= 0,05	Estatística-F= 0,1
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F= 10,7***	Estatística-F=9,3***	Estatística-F= 12,2***	Estatística-F=11,1***	Estatística-F=12,2***	Estatística-F=11,1***
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8	N=1 à 5	N=1 à 8
Estatística-F=0,2	Estatística-F=0,1	Estatística-F = 5,9**	Estatística-F=4,9**	Estatística-F=6,6**	Estatística-F=5,5**

* 0.05<p-valor<0.10; ** 0.01<p-valor<0.05; ***p-valor<0.01

† Fonte: Banco Central do Brasil

Tabela 90 Testando diferenças nas sensibilidades da taxa de juros do crédito à alíquota de compulsório

H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=0,8	Estatística-F=0,2	Estatística-F=1,1	Estatística-F=1,3	Estatística-F=1	Estatística-F=1,2
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=1,4	Estatística-F=3,3*	Estatística-F= 0,4	Estatística-F= 3,3*	Estatística-F= 0,1	Estatística-F=2,8*
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F= 13***	Estatística-F=1,8	Estatística-F= 14,4***	Estatística-F=1,9	Estatística-F=14,4***	Estatística-F=1,9
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=3	N=4	N=3	N=4	N=3	N=4
Estatística-F=8,1***	Estatística-F=1,4	Estatística-F = 0,09	Estatística-F=0,1	Estatística-F=0,1	Estatística-F=0,001
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos estrangeiros					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F=0,1		Estatística-F=0,01		Estatística-F=0,001	
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F=0,4		Estatística-F= 1,1		Estatística-F= 1,1	
H ₀ : sensibilidade de bancos privados nacionais=sensibilidade de bancos públicos nacionais					
Percentil 25		Percentil 50		Média	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F= 0,2		Estatística-F= 0,1		Estatística-F=0,1	
Percentil 75		Percentil 90		Percentil 95	
N=8	N=8	N=8	N=8	N=8	N=8
Estatística-F=0,04		Estatística-F = 0,04		Estatística-F=0,2	

* 0.05<p-valor<0.10; ** 0.01<p-valor<0.05; ***p-valor<0.01
 † Fonte: Banco Central do Brasil

Em relação ao volume de novas concessões, a única evidência estatisticamente significativa se dá nas janelas acumuladas mais longas (1 a 5 dias e 1 a 8 dias) e nos diz que bancos públicos federais pequenos (percentis 25% e 50% e porte médio) são menos sensíveis a alíquota de compulsório (chegam a ser contra cíclicos) e bancos públicos grandes (percentis 75%, 90% e 95%) são mais sensíveis à alíquota de compulsório do que bancos privados nacionais grandes.

Os resultados para a taxa de juros, janela de 3 dias, mostram que bancos públicos federais pequenos (percentis 25% e 50% e porte médio) são menos sensíveis à alíquota de compulsório do que bancos privados nacionais, chegando de novo a reagir de forma contra cíclica à variações na alíquota de compulsório.

Em geral, os resultados desses testes para a alíquota de compulsório não apresentaram uma evidência sistemática de que bancos de diferentes tipos de propriedade reajam de forma muito diferente à alíquota de compulsório.

4.6.6.

Utilizando novas concessões divididas pelo ativo total

Os resultados do volume de novas concessões em relação à interação entre o porte e as variáveis de política monetária poderiam, em princípio, ser consequência de algum tipo de não linearidade da resposta. Assim sendo, nesta

seção fazemos nosso último teste de robustez envolvendo uma mudança na definição da variável de volume. A variável dependente será a variação de novas concessões calculada nas estimações anteriores dividida pelo total de ativos de cada banco. Estimaremos os modelos com o porte dos bancos como a característica bancária relevante na determinação da resposta à política monetária.

A tabela 91 abaixo mostra os resultados encontrados com essa nova definição utilizando a Selic e a alíquota de compulsório ao mesmo tempo na regressão.

Tabela 91 Nova definição de volume

	N=3	N=4	N=5	N=6	N=7	N=8	N=3 e N=4	N=3,4 e 5	N=1 à 5	N=1 à 8
<i>porte</i>	-5.0e-08 (8.4e-08)	-5.7e-09 (6.2e-08)	-3.3e-08 (7.1e-08)	-2.7e-07 (1.8e-07)	-1.6e-07 (1.1e-07)	-2.7e-07* (1.6e-07)	-2.1e-07* (1.1e-07)	-3.8e-07*** (1.4e-07)	-6.8e-07*** (1.5e-07)	-1.8e-06*** (5.0e-07)
Δ <i>selic_inesperada</i>	6.4e-07 (8.4e-07)	1.1e-06 (1.0e-06)	8.0e-07 (1.1e-06)	-1.4e-06 (1.4e-06)	-6.7e-07 (9.7e-07)	1.7e-06 (1.3e-06)	5.7e-07 (8.0e-07)	1.4e-07 (1.1e-06)	-1.8e-06 (1.7e-06)	-5.7e-06* (3.3e-06)
<i>porte</i> x Δ <i>selic_inesperada</i>	-2.0e-07 (2.9e-07)	-5.7e-07 (4.8e-07)	-5.4e-07 (5.1e-07)	5.2e-08 (5.4e-07)	5.7e-08 (3.9e-07)	-9.1e-07* (5.3e-07)	-3.5e-07 (3.1e-07)	-4.4e-07 (4.4e-07)	-2.4e-07 (7.1e-07)	1.8e-07 (1.3e-06)
Δ <i>delta_aliquota</i>	-5.9e-08* (3.3e-08)	-2.9e-08 (2.6e-08)	3.6e-08 (2.7e-08)	-2.8e-08 (3.3e-08)	4.0e-08 (4.4e-08)	-1.2e-07*** (3.7e-08)	-1.1e-07*** (4.1e-08)	-8.3e-08* (4.6e-08)	-8.2e-08 (5.7e-08)	-2.1e-07** (1.0e-07)
<i>porte</i> x Δ <i>delta_aliquota</i>	1.5e-08 (1.2e-08)	5.2e-09 (1.0e-08)	-2.5e-09 (1.1e-08)	7.4e-09 (1.2e-08)	-1.4e-08 (1.5e-08)	2.8e-08* (1.4e-08)	2.5e-08 (1.5e-08)	2.6e-08 (1.8e-08)	2.7e-08 (2.2e-08)	5.4e-08 (3.9e-08)
<i>N obs</i>	50000	49778	49514	49353	49174	49817	49497	49062	48681	47710
<i>N grupos</i>	1085	1083	1085	1084	1083	1078	1082	1080	1077	1072
<i>R²</i>	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.001	0.001	0.002

Desvios padrão robustos em parênteses
 * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%
 † Fonte: Banco Central do Brasil

Pode-se notar que os modelos utilizando essa nova definição são muito menos precisos. Na verdade, o coeficiente da Selic sozinha só é significativo e negativo (a 10%) na janela acumulada nos oito primeiros dias. A interação entre porte e Selic é negativa e significativa apenas na janela de 8 dias. Apesar de não ser significativo, o coeficiente da interação de porte e Selic é negativo em 7 dos 10 modelos estimados.

Já o coeficiente da alíquota de compulsório sozinha se mostrou negativo e significativo nas janelas de 3 e 8 dias e nas janelas acumuladas de 3 e 4 dias, de 3 a 5 dias e de 1 a 8 dias. Porém, a interação entre porte e a alíquota de compulsório só é significativa a 10% (e positiva) na janela de 8 dias. Isso não pode ser interpretado como um indicio de canal de crédito bancário, uma vez que o resultado não é robusto e significativo apenas marginalmente.

Em resumo, os resultados dessa seção mostram que apesar do porte não influenciar como anteriormente a resposta do volume de crédito à política monetária, tão pouco há uma inversão do sinal do parâmetro estimado, o que nos confirma que não há evidência do canal de crédito bancário no Brasil.

4.7. Conclusão

Esse capítulo contribuiu para o entendimento dos canais de transmissão da política monetária no Brasil mediante a estimação as reações dos empréstimos bancários à política monetária. Usando características únicas da nossa base de dados, a sua frequência e a informação disponível sobre o volume de novas concessões e taxa de juros, nós fizemos uma estimação de estudo de evento da reação do volume de crédito bancário e taxa de juros bancária em torno das reuniões do comitê de política monetária e de anúncios de mudanças da alíquota de compulsório, e interpretamos os coeficientes estimados na forma reduzida como efeitos de oferta.

Os resultados não foram compatíveis com o canal de crédito bancário da política monetária. Apesar de nossas estimações, de modo geral, terem sido estatisticamente significativas e terem tido os sinais esperados de respostas de oferta tanto para o volume de novas concessões quanto para a taxa de juros, eles não se comportaram como seria esperado caso o canal de crédito bancário estivesse em operação. Por exemplo, bancos menores e/ou domésticos não reagem mais à política monetária do que os bancos maiores e/ou estrangeiros. Nossos resultados sugerem mesmo que o oposto pode ser verdade para o caso do porte dos bancos. Logo, as reações estimadas capturam outras respostas da oferta de crédito, provavelmente ligadas à mudança no custo de oportunidade dos bancos após mudanças de política monetária.

Os resultados foram robustos a característica usada para definir bancos restritos no mercado de dívida, ao instrumento de política monetária usado e a medida de volume utilizada. Os resultados são os mesmos, independente se a característica bancária utilizada foi porte, liquidez, tipo de propriedade ou combinações delas. Eles são os mesmos, independente do instrumento de política monetária utilizado – taxa básica de juros ou alíquota de compulsório –, e da definição da medida de volume, variação de novas concessões ou a própria variação dividida pelo total de ativos.

Referências bibliográficas:

Ahlin, C., R. Townsend. Using repayment data to test across models of joint liability lending. Working Paper disponível em <http://www.src.uchicago.edu/users/robt/workingpaper/repaypuby.pdf>, 2003.

Arena, M., C. Reinhart, F. Vasquez. The lending channel in emerging economies: are foreign banks different? IMF *working paper*, WP/07/48, 2007.

Baer, W., N. Nazmi, Privatization and restructuring of banks in Brazil. The Quarterly Review of Economics and Finance, 40, 3-24, 2000.

Banco Central do Brasil. Relatório de economia bancária e crédito – 2005. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/?SPREAD> , Brasília, 2005.

Baltensperger, E. Credit rationing: issues and questions. Journal of Money, Credit and Banking. 10(2), 170-83, 1978.

Banerjee, A. V., P. J. Gertler, M. Ghatak. Empowerment and efficiency: tenancy reform in West Bengal. Journal of Political Economy, 110(2), 239-80, 2002.

Bernanke, B. S., A. S. Blinder. The Federal Funds rate and the channels of monetary policy transmission. American Economic Review, 82(4), 901-921, 1992.

Berry, S. T. Estimation of a model of entry in the airline industry. Econometrica, 60(4), 889–917, 1992.

Berry, S. T., E. Tamer. Identification in models of oligopoly entry. Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications, Ninth World Congress, vol. 2, R. Blundell, W. K. Newey , T. Persson, eds., Cambridge Univ. Press, 2007.

Bresnahan, T., P. Reiss. Entry in Monopoly Markets. The Review of Economic Studies, 57, 531-53, 1990.

Bresnahan, T., P. Reiss. Entry and Competition in Concentrated Markets, The Journal of Political Economy, 99(5), 977-1009, 1991.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum, C. L. Evans. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Part A, pp. 65-148, 1999.

Ciliberto, F., E. Tamer. *Market Structure and Multiple Equilibria in Airline Markets*. (pdf), 2006.

Costa, A. C., De Mello. J. M. *Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazilian Payroll Loans*. NBER Working Paper N° 12252, 2005.

Costa, A. C. A., M. I. Nakane. *Revisitando a metodologia de decomposição do spread bancário no Brasil*. XXVI Encontro brasileiro de econometria, João Pessoa, 2004.

Costa, A. C. A., M. I. Nakane. *Spread bancário: os problemas da comparação internacional*. (pdf), 2005.

Crump, R., J. Hotz, G. Imbens, O. Mitnik. *Moving the Goalpost: Addressing Limited Overlap in Estimation of Average Treatment Effects by Changing the Estimand*. IZA Discussion Paper N°. 2347, 2007.

Fachada, P., L. F. Figueiredo, E. Lundberg. *Sistema judicial e mercado de crédito no Brasil*. *Notas técnicas do Banco Central do Brasil*, N°. 35, 2003.

Freixas, X., J-C. Rochet. *Microeconomics of banking*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Gelos, R. G., *Banking spreads in latin America*. IMF working paper, WP/06/44, 2006.

Gorton, G., A. Winton. *Financial Intermediation*. *Handbook of the Economics of Finance*, eds. G. Constantinides, M. Harris, R. Stulz, Amsterdam: North Holland, 2002.

Heckman, J. J., L. Lochner, C. Taber. *General-Equilibrium Treatment Effects: A Study of Tuition Policy*. *American Economic Review*, 88 (2), 381-386, 1998.

Kashyap, A. K., J. C. Stein. *The impact of monetary policy on bank balance sheets*. NBER working paper series N°. 4821, 1994.

Kashyap, A. K., J. C. Stein. *What do a million of observations on banks say about the transmission of monetary policy?* *American Economic Review*, 90(3), 407-428, 2000.

Kashyap, A. K. , J. C. Stein, D. W. Wilcox. Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, 83(1), 78-98, 1993.

La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer. Government ownership of banks. *The Journal of Finance*, 57(1), 265-301, 2002.

Levine, R., L. Norman, B. Thorsten, B. Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes. *Journal of Monetary Economics* 46, 31-77, 2000.

Levine, R., B. Thorsten. Legal Institutions and Financial Development. NBER Working Paper Series N° 10417, 2004.

Levy-Yeyati, E., A. Micco, U. Panizza. Should government be in the banking business? The role of public and development banks. *Unlocking credit: the quest for deep and stable lending*, The John Hopkins University Press, 2004.

Mazzeo, M. J. Product choice and oligopoly market structure. *RAND Journal of Economics*, 33(2), 221–242, 2002.

Meyer, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of Business and Economics Statistics*, 13 (2), 151-161,1995.

Pinheiro, A. C., Filho, L. C. de O. Mercado de capitais e bancos públicos: análise e experiências comparadas, *Contra Capa*, 2007.

Rodrigues, E. A. S., V. Chu, L.S. Alencar, T. Takeda. O efeito da consignação em folha nas taxas de juros dos empréstimos pessoais. *Trabalhos para discussão do Banco Central do Brasil* N° 108, 2006.

Stiglitz, J. E., A. Weiss. Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3), 1981.

Takeda, T., F. Rocha, M. I. Nakane. The reaction of banking lending to monetary policy in Brazil. *RBE*, 50(1), 107–126, 2005.

Tamer, E. Incomplete simultaneous discrete response models with multiple equilibria. *Review of Economic Studies*, 70, 147–165, 2003.

Seim, K. An empirical model of firm entry with endogenous product-type choices. (pdf), 2002.

Wooldrige, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

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](#)