



**Pedro Henrique Rosado de Castro**

**Seleção Adversa e Concorrência no Mercado de Crédito  
para Pessoa Física no Brasil**

**Dissertação de Mestrado**

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

Orientador: João Manoel Pinho de Mello

Rio de Janeiro  
Março de 2008

# **Livros Grátis**

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

Milhares de livros grátis para download.



**Pedro Henrique Rosado de Castro**

**Seleção Adversa e Concorrência no Mercado de Crédito  
para Pessoa Física no Brasil**

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

**João Manoel Pinho de Mello**

Orientador  
PUC - Rio

**Leonardo Rezende**

PUC - Rio

**Cláudio Ferraz**

IPEA e PUC – Rio

**Prof. Nizar Messari**

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

Rio de Janeiro, 14 de março de 2008

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

### **Pedro Henrique Rosado de Castro**

Graduado em economia pela Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) em 2004. Cursou entre 2006 e 2007 o mestrado em economia da PUC-Rio.

#### Ficha Catalográfica

Castro, Pedro Henrique Rosado

Seleção adversa e concorrência no mercado de crédito para pessoa física no Brasil / Pedro Henrique Rosado de Castro; orientador: João Manoel Pinho de Mello – Rio de Janeiro: PUC-Rio. Departamento de Economia. 2008

82f.;30cm

Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008

Incluí referências bibliográficas.

1. Economia - Teses. 2. Microeconomia bancária, 3. Pass-through, 4. Seleção Adversa. I. Mello, João Manoel Pinho de. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título

CDD: 330

Ao meu avô, José Ribeiro da Silva (*in memoriam*)

## Agradecimentos

A CAPES pelo apoio financeiro para a realização do Mestrado.

Ao meu orientador, João Manoel Pinho de Mello pela atenção e total disposição para sempre discutir os desenvolvimentos do artigo. E pelas inúmeras conversas sobre os mais variados assuntos.

Aos membros da banca examinadora, professores Leonardo Rezende e Cláudio Ferraz, pelas críticas e sugestões.

Aos meus colegas de classe que propiciaram um ambiente intelectualmente muito estimulante e desafiador para a realização de um mestrado.

Aos professores e funcionários do departamento de economia da PUC-Rio pela dedicação que permite a PUC-Rio manter uma posição de destaque tanto na pesquisa quanto no debate sobre política econômica no Brasil.

Ao meu avô José Ribeiro da Silva (*in memoriam*). Sem ele nada seria possível. Retornar ao Rio e poder usufruir de sua companhia nos almoços e caminhadas semanais já faria valer em si o esforço de realizar essa tese.

À minha família, pelo apoio e amor incondicional nessa volta ao Rio de Janeiro. À minha mãe, super mãe, que me acolheu e sempre me incentivou. Ao Raul pela paciência e exemplo de vida, e ao meu irmão Paulinho, que apesar das pequenas diferenças é e sempre será meu melhor amigo.

À Andrea Santichio. Jamais imaginaria que a prova da Anpec me permitiria conhecer e conviver com aquela que seria a mulher da minha vida.

## Resumo

Castro, Pedro Henrique; Mello, João Manoel Pinho de (Orientador). **Seleção Adversa e Concorrência no Mercado de Crédito para Pessoa Física no Brasil**. Rio de Janeiro, 2008. 82p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Este trabalho testa e encontra evidência de que as taxas de juros de empréstimos bancários respondem mais a aumentos do que a quedas na taxa básica de juros (Selic). A assimetria sobrevive a uma análise de evento, na qual a disponibilidade de uma base com dados diários é explorada com o objetivo de isolar o choque de política monetária sobre os juros. Dentre as potenciais teorias que racionalizam essa assimetria, duas são consideradas. A primeira refere-se à existência de poder de mercado, o que permite aos bancos coordenarem um menor repasse como forma de aumentar os lucros de curto prazo. A segunda argumenta que a presença de forte seleção adversa no mercado de crédito diminui o incentivo à concorrência na dimensão preço, reduzindo o repasse de quedas no custo de captação. Como as duas hipóteses produzem implicações empíricas similares em forma reduzida, o artigo propõe e estima um modelo estrutural a fim de testar qual dos dois modelos melhor se ajusta aos preços e quantidades observados no mercado de crédito para pessoa física.

## Palavras-chave

Micro Economia Bancária, pass-through e Seleção Adversa.

## Abstract

Castro, Pedro Henrique; Mello, João Manoel Pinho de (Orientador). **Adverse Selection and Competition in the Market for Household Credit in Brazil**. Rio de Janeiro, 2008. 82p. M.A. Dissertation - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This paper tests and find evidence that support the view that credit interest rates respond more to increases than to decreases in the Central Bank basic interest rate (Selic). This asymmetry is robust to an event analysis, in which the availability of a dataset containing daily information is explored in order to isolate monetary policy shocks on interest rates. Among the possible explanations for this asymmetry, two are considered in the article. The first one refers to the existence of market power, which allows banks to coordinate on a smaller pass-through in order to increase profits in the short run. The second refers to the potential existence of severe adverse selection issues in the credit market, which diminishes the incentives to compete on the interest rate dimension and consequently the pass-through from decreases in the cost of funds. Since the two theories present similar empirical implications in reduced forma analysis, the article proposes and estimates a structural model in order to test which of the competing theories better fits the observed data on prices and quantities for household credit in Brazil.

## Keywords

Microeconomics of Banking, interest pass-through and Adverse Selection

## Sumário

1 Introdução	12
2 Descrição dos Dados	17
2.1. Evolução Recente do Mercado de Crédito Brasileiro	17
2.2. Base de Dados	19
2.3. Estatísticas Descritivas	21
3 A Resposta dos Juros Bancários a Variações na Selic é Assimétrica?	25
3.1. Análise de Forma Reduzida: Motivação Teórica	25
3.2. Análise em Séries de Tempo	29
3.2.1. Modelo Empírico	29
3.2.2. Resultados	32
3.2.3. Robustez: Incluindo termo AR na equação de Mark-up	35
3.3. Análise de Evento	37
3.3.1. Metodologia	37
3.3.2. Resultados	38
4 Estimação Estrutural	41
4.1. Dificuldades Práticas da Estimação e da Interpretação dos Resultados em Forma Reduzida	41
4.2. O Modelo	44
4.2.1. O Lado da Demanda	44
4.2.2. Oferta: Bertrand-Nash com Seleção Adversa	47
4.2.3. Oferta: A solução de Cartel	51
4.3. Modelo Empírico: Hipóteses sobre a função Verossimilhança	52
5 Resultados da Estimação Estrutural	56
5.1. Demanda: estimativa das Elasticidades	56
5.2. Oferta: Parâmetros Estimados	59
5.3. Comparando as hipóteses de Bertrand Nash versus Cartel	63

5.4. Margens Preço-Custo	66
6 Conclusão	69
7 Bibliografia	71
8 Apêndice	74

## Lista de ilustrações

Ilustração 1: Evolução do Crédito. Total, Direcionado e Livre e Crédito Livre por Destinatário	76
Ilustração 2: Evolução dos Juros Diários e Meta Selic Anualizada – Cheque Especial e CDC	76
Ilustração 3: Evolução dos Juros Diários e Meta Selic Anualizada – Automóveis, Bens Outros e Cartão de Crédito	77
Ilustração 4: Margem Preço Custo por Modalidade	82

## Lista de tabelas

Tabela 1: Correlações entre juros e Selic, frequência mensal e diária	23
Tabela 2: Teste de Assimetria, séries de tempo	33
Tabela 3: Teste Assimetria, séries de tempo por Modalidade	34
Tabela 4: Análise de Evento OLS por modalidade. Janela 2 dias	39
Tabela 6: Modelo de Bertrand-Nash, Parâmetros da Estimação Estrutural	60
Tabela 7: Modelo Cartel, Parâmetros da Estimação Estrutural De posse dessas informações a	61
Tabela 8: Teste de Vuong	65
Tabela 9: Margem preço custo, Modelo I	65
Tabela 10: Margem preço-custo, Modelo III	67
Tabela 11: Frequência dos dados: Modalidade e Segmento	68
Tabela 12: Estatísticas Descritivas, por modalidade e segmento	74
Ilustração 1: Evolução do Crédito. Total, Direcionado e Livre e Crédito Livre por Destinatário	74
Ilustração 2: Evolução dos Juros Diários e Meta Selic Anualizada – Cheque Especial e CDC	76
Ilustração 3: Evolução dos Juros Diários e Meta Selic Anualizada – Automóveis, Bens Outros e Cartão de Crédito	76
Tabela 15: Índices de Concentração por Modalidade de Crédito	77
Tabela 16: Painel com efeitos fixos e taxas de juros defasadas como variável explicativa	79
Tabela 17: Análise de Evento Cheque Especial	79
Tabela 18: Análise de Evento Cartão	80
Tabela 19: Análise de Evento Crédito Direto ao Consumidor	80
Tabela 20: Estimativa das Elasticidades da demanda	80
Tabela 21: Hipóteses para o vetor de chute inicial	81
Tabela 22: Intuindo o impacto do efeito seleção sobre as estimativas de Cmg	81

# 1 Introdução

O estudo da relação entre o preço e o custo marginal é uma das ferramentas a disposição dos economistas empíricos em Organização Industrial para tentar inferir o grau de competição em um setor específico. Contudo, medir o poder de mercado por meio de um desvio em relação ao “preço competitivo”, isto é, uma margem sobre o custo marginal, é um desafio em si, já que para a maior parte das indústrias, variáveis de custo são raramente observáveis<sup>1</sup> (Reiss e Wolak, 2003).

Artigos que buscavam estimar a rigidez no repasse de custos marginais para preços se voltaram para a indústria bancária, uma vez que parte relevante do custo, o custo de captação, é facilmente observável<sup>2</sup>.

Alguns artigos encontram ainda evidência não só de rigidez, mas também de assimetria no repasse (*pass-through*) de variações no custo marginal. Segundo Hannan e Berger (1991), as taxas de juros de depósito apresentam maior rigidez frente aos aumentos no custo de captação. Borenstein, Cameron e Gilbert, (1995), ao analisarem o mercado de combustíveis nos EUA, encontram evidência de que as empresas reajustam mais rapidamente o preço da gasolina quando a cotação internacional do petróleo aumenta, do que quando ela cai<sup>3</sup>. Além da fácil observação de um custo relevante, outras características da indústria bancária a tornam um setor extremamente interessante para o estudo das questões acima.

O *pass-through* da taxa básica para as taxas de juros representa muito mais do que um mero caso individual de repasse de custo marginal. Atualmente, quase

---

<sup>1</sup> Boa parte da pesquisa empírica em Organização Industrial busca lidar com essa limitação, a partir de modelos estruturais que tentam recuperar os parâmetros comportamentais não observáveis (custo marginal, elasticidade da demanda) de observações sobre preços e quantidades de equilíbrio em uma determinada indústria (Reiss e Wolak, 2003).

<sup>2</sup> Hannan e Berger (1991) e Neumark e Sharpe (1992), por exemplo, encontram evidência de que a rigidez das taxas de juros no mercado de depósitos nos EUA é maior em mercados regionais mais concentrados. Artigos como Neumark e Sharpe (1992) e Jackson III (1997) apontam, contudo, que a relação entre concentração e velocidade de ajustamento pode ser não monotônica, na presença de fortes custos de ajustamento. Ademais, a concentração de um setor é uma medida imperfeita da competitividade. Uma firma monopolista pode sofrer forte pressão, caso seu mercado seja facilmente contestável, por exemplo.

todos os Bancos Centrais conduzem a política monetária por meio de instrumentos de mercado destinados a influenciar as taxas de curto prazo. Contudo, mudanças na taxa de curto prazo impactam a atividade econômica e a inflação somente na medida em que afetem as taxas de longo prazo, as taxas aos tomadores finais de empréstimos e as expectativas (Hofman e Mizen, 2002).

No caso específico do crédito<sup>4</sup>, os intermediários financeiros são agentes maximizadores de lucro não neutros. Suas decisões individuais afetam diversas variáveis que, se por um lado não estão sobre o controle direto do Banco Central, por outro alteram preços e quantidades de equilíbrio. As margens de lucro do setor, as taxas de inadimplência e os custos operacionais impactam não só o nível da taxa de juros cobradas do tomador final, mas também o *pass-through* dos custos de captação. Nesse sentido, a estrutura e a conduta no mercado de crédito se colocam como potenciais obstáculos a condução efetiva da política monetária (Cottarelli e Kourelis, 1994; Alencar, 2003).

No contexto do mercado de crédito brasileiro, diversos artigos buscam responder questões relacionadas às altas taxas de juros observadas ou aos determinantes do *spread* bancário<sup>5</sup>. Contudo, pouca atenção foi dada à questão da rigidez do *pass-through* da taxa básica de juros para as taxas de empréstimos no Brasil. Nosso artigo se insere nesse contexto e acreditamos serem duas suas principais contribuições.

A primeira tem caráter mais descritivo. Não só estimamos o *pass-through*, como encontramos evidência favorável a uma significativa rigidez para baixo das taxas de juros das modalidades destinadas ao consumo das famílias. *Ceteris*

---

<sup>3</sup> O resultado para o mercado de depósitos é análogo ao de assimetria para baixo no mercado de gasolina. Isso porque no mercado de depósitos os bancos agem como “compradores”, ou seja, a rigidez para cima significa uma demora em repassar ganhos aos depositantes.

<sup>4</sup> O canal de crédito corresponde ao mecanismo pelo qual variações no custo de captação dos bancos afetam as taxas cobradas na ponta e, potencialmente, a atividade econômica. Outros canais indiretos são considerados na literatura de Bank Lending Channel. Os bancos podem reagir, por exemplo, não apenas alterando o preço, mas também a quantidade, através de mudanças na oferta de crédito. Arrigoni (2007) apresenta uma descrição desses possíveis canais de transmissão.

<sup>5</sup> Koyama e Tonooka (2003), por exemplo, não encontram uma relação positiva entre as taxas de juros de crédito, em nível, e a concentração bancária. Bignotto e Rodrigues (2006), ao analisar os fatores determinantes do *spread* bancário no Brasil, encontram evidência de que o risco de juros, o risco de crédito (inadimplência) e os custos administrativos são os mais relevantes na determinação do *spread*. Para maiores detalhes acerca do *spread* no Brasil e das dificuldades de comparações internacional, ver Costa e Nakane (2005). Costa e Nakane (2004) apresentam ainda uma metodologia para decomposição do *spread* bancário entre custos, taxas e margens de lucro, largamente utilizada no Brasil.

*paribus*, os bancos repassam menos as quedas do que as altas no custo de captação.

Essa evidência em forma reduzida sobrevive a uma análise de evento que explora a alta frequência dos dados de juros e volume de novos empréstimos como forma de identificar o choque de política monetária observado na data de uma reunião do COPOM como a causa do repasse assimétrico. A análise do *pass-through* a partir de um curto intervalo de tempo em torno da reunião permite isolar possíveis choques de demanda - como de inadimplência, ou de expectativas - que possam distorcer o *pass-through*<sup>6</sup> no sentido de uma maior rigidez para baixo.

A segunda contribuição se dá no sentido de discutir e propor um teste para discernir qual das eventuais teorias que racionalizam a assimetria para baixo no *pass-through* é mais razoável para o contexto brasileiro.

Um equilíbrio onde se observam preços elevados e rigidez para baixo no repasse de custos marginais pode ser sustentado por falta de competição: no limite, teríamos os bancos agindo de forma a maximizar conjuntamente os lucros<sup>7</sup>. Contudo, existem razões teóricas para argumentar que, mesmo em um mercado onde os bancos competem *a la* Bertrand-Nash, o resultado observado em equilíbrio pode ser de altos *spreads*, rigidez para baixo nos preços e aparente comportamento de conluio (Mello e Novaes, 2003; Ausubel, 1991).

Mercados de crédito são afetados por problemas de assimetria de informação entre tomadores e emprestadores que podem resultar em forte seleção adversa e racionamento de crédito (Stiglitz e Weiss, 1981)<sup>8</sup>. Uma das implicações empíricas do racionamento de crédito é uma rigidez para cima nas taxas de juros. (Berger e Udell, 1992)<sup>9</sup>. Ausubel (1989, 1991) propõe uma teoria alternativa de

<sup>6</sup> Arrigoni (2007) utiliza a alta frequência como hipótese de identificação para isolar o efeito do choque da política monetária sobre o volume de crédito como sendo um fenômeno de oferta. No presente contexto, essa hipótese é útil no sentido de que outros choques, como expectativas e inadimplência, oriundos da demanda, podem ser a causa da assimetria. A análise de evento permite aumentar a segurança de que a assimetria é fruto do choque de política monetária.

<sup>7</sup> Borenstein, Cameron e Gilbert, (1995) apontam o poder de mercado por parte dos distribuidores como uma das possíveis causas para o repasse menor de quedas no preço petróleo para o preço spot da gasolina.

<sup>8</sup> Racionamento corresponde a um equilíbrio no qual as taxas de juros não sobem o suficiente para igualar a oferta e a demanda. Dessa forma, alguns tomadores, que estariam dispostos a pagar mais, não obtêm crédito.

<sup>9</sup> Frente a uma taxa básica de equilíbrio mais alta, os bancos podem, ao aumentar os juros de empréstimos, selecionar os tomadores mais arriscados, diminuindo seus lucros em função de aumento na inadimplência. Juros mais altos em equilíbrio, por sua vez, induziriam os tomadores a investir em projetos mais arriscados. Dessa forma, bancos podem relutar em repassar aumentos no custo de captação. Artigos empíricos que estimam o *pass-through* dos juros bancários, como

seleção adversa, que tem como implicação empírica uma rigidez para baixo das taxas de juros<sup>10</sup>.

A princípio, a evidência empírica encontrada no presente trabalho de forte rigidez para baixo das taxas de juros é favorável ao comportamental proposto por Ausubel. Nele os bancos competem de fato mas, graças a problemas de seleção no mercado de crédito, o incentivo a concorrer na dimensão preço é arrefecido. Contudo, artigos como Borenstein, Cameron e Gilbert (1995) argumentam que esse efeito de rigidez para baixo no repasse de um custo marginal para um preço também é racionalizável, pelo menos sob o ponto de vista empírico<sup>11</sup>, a partir uma conduta pouco competitiva. Isso torna a tarefa de produzir um experimento confiável em forma reduzida extremamente difícil.

Dessa forma, o artigo sugere uma abordagem estrutural como forma de comparar qual dos dois modelos melhor se ajusta aos preços e quantidades observados no mercado de crédito para pessoa física.

Para isso estimam-se dois modelos para a equação de oferta dos bancos. No primeiro, a hipótese comportamental é a de competição em preço a la Bertrand Nash com seleção adversa no mercado de crédito. O efeito seleção é modelado de forma *ad hoc* como um componente do custo do banco (inadimplência) que depende da taxa de juros. O segundo modelo considera que os bancos maximizam conjuntamente o lucro de curto prazo da indústria e que o efeito seleção é inexistente.

Testes econométricos que comparam o desempenho relativo de modelos não aninhados rejeitam fortemente a hipótese de que os bancos agem sob conluio quando o mercado de crédito para pessoa física como um todo é considerado. O efeito seleção estimado (que no modelo corresponde à derivada do custo de inadimplência em relação à taxa de juros) é exatamente aquele que racionaliza o

---

Bernstein e Fuentes (2003) para o Chile, apresentam a hipótese de presença de seleção adversa como forma de racionalizar a rigidez encontrada.

<sup>10</sup> Na seção 3.1 apresentamos o modelo de forma mais cuidadosa, ao discutir as implicações empíricas distintas geradas pelas duas hipóteses concorrentes de seleção adversa no mercado de crédito. Ausubel (1991) e Mello e Novaes (2003) documentam uma maior rigidez para baixo das taxas de juros nos mercados de cheque especial no Brasil e cartão de crédito nos EUA, respectivamente.

<sup>11</sup> Modelos teóricos que gerem repasse de custos assimétricos partir de uma estrutura monopolística com competição em preços são ainda pouco explorados pela literatura. Quando argumentamos que o comportamento colusivo ou a falta de competição pode gerar, no limite, o mesmo padrão de rigidez para baixo encontrado no artigo, temos sempre em mente modelos empíricos que racionalizam esse comportamento.

resultado em forma reduzida para algumas modalidades. Para as modalidades de crédito onde há evidência econométrica em favor de uma maior rigidez para baixo das taxas de juros, o efeito seleção estimado é aquele preconizado pelo modelo de Ausubel (1991).

Alencar (2003) também estimou o repasse Selic-juros para algumas modalidades de crédito no Brasil. Ao contrário do presente artigo, contudo, o autor se utiliza de dados agregados e encontra, de maneira consistente, evidência de rigidez no curto prazo, sobretudo para o crédito destinado a empresas. O artigo se insere numa literatura mais geral que costuma tratar o contexto de *pass-through* através da análise em séries de tempo<sup>12</sup>.

A análise baseada nos dados desagregados possui algumas vantagens sobre a estimação em *time series*. A principal variável explicativa no contexto de *pass-through* é exatamente o custo de captação. Sendo ele uma variável de escolha do Banco Central, é razoável argumentar que quanto maior o nível de desagregação dos dados, menos relevante será uma potencial simultaneidade entre as taxas básicas da economia e as taxas de juros do crédito. É altamente plausível que o Banco Central responda a variações nas taxas de juros agregadas da economia<sup>13</sup>.

O presente artigo se divide da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma breve descrição da indústria, um detalhamento da base de dados e estatísticas descritivas. A seção 3 apresenta os resultados da estimação em forma reduzida e da análise de evento. A seção 4 apresenta o modelo estrutural e a hipótese que utilizamos para introduzir o efeito seleção na curva de oferta para os bancos. A seção 6 apresenta os resultados da estimação estrutural e os testes que comparam o desempenho relativo dos modelos sob as hipóteses comportamentais de conluio e de competição na presença de seleção adversa. A seção 7 conclui.

---

<sup>12</sup> Bernstein e Fuentes (2003) dividem os artigos em duas classes. A primeira, na linha do pioneiro escrito por Cottarelli e Courelis (1994), que buscam evidência de rigidez no *pass-through* utilizando dados de países. A outra linha se utiliza de dados de um país específico para testar a rigidez, geralmente para diversas modalidades de crédito distintas. É o caso de Fumás e González (2005) para a Espanha. Em geral esses artigos baseiam-se em modelos onde a existência de custo de ajustamento, por exemplo, custos de menu, gera rigidez. Bernstein e Fuentes (2003) incorporam a seleção adversa como um custo potencial que o banco incorre ao modificar sua taxa em direção o novo preço de equilíbrio.

<sup>13</sup> O problema de simultaneidade seria pouco problemático no contexto de séries de tempo se as variáveis fossem co-integradas, pois ela garante a consistência do MQO mesmo sem a hipótese de exogeneidade contemporânea. Contudo, Bernstein e Fuentes (2003) e Alencar (2003), para o contexto Brasileiro, não conseguem rejeitar a não estacionariedade das taxas de juros. De fato, isso é altamente razoável por razões puramente econômicas.

## 2 Descrição dos Dados

### 2.1. Evolução Recente do Mercado de Crédito Brasileiro

O Brasil apresenta um baixo desenvolvimento relativo do mercado de crédito, mesmo quando comparado aos outros países da América Latina. Em 2003, considerando a proporção do crédito ao setor privado em relação PIB, o Brasil situava-se abaixo tanto da média da América Latina como de outros países da região, entre eles Costa Rica, Honduras e Bolívia (Gelos, 2006).

Outra característica que nos aproxima de nossos parceiros regionais são os altos custos de intermediação. Segundo Gelos (2006), esse é um dos principais fatores que mais contribuem para o baixo dinamismo do mercado de crédito:

“The low levels of lending in Latin America appear related to the prevalence of high intermediation costs in the region. This is true when measuring spreads either as ex-ante bank spreads (the difference between lending rates and bank funding costs), or ex-post net interest margins (the bank’s total interest income minus total interest expense, divided by the sum of interest bearing assets)”

O Brasil apresentou entre 1999 a 2002, uma margem de intermediação *ex-post* média de 8.9%, contra 5.5% do Chile, 4% da Colômbia e 6.6% do México segundo o autor.

Contudo, a despeito desse quadro comparativo desfavorável, o desenvolvimento recente do mercado de crédito no Brasil é notável. Desde 2004, o cenário macroeconômico positivo contribui positivamente para o cenário benigno de expansão do crédito (Banco Central do Brasil: Relatório de Economia Bancária e Crédito, 2005/2006). Afora esse contexto favorável, outras medidas de caráter microeconômico e regulatório merecem destaque. Desde 1999 o BC vem realizando um trabalho intenso visando à redução das margens de intermediação financeira (*spreads*). Podemos citar, entre outras medidas, a introdução dos empréstimos consignados para pessoas físicas e a criação da central de risco de crédito, visando o maior compartilhamento de informações, maior transparência e a melhora da gestão de riscos (Arrigoni, 2007).

A Tabela 13 no apêndice ilustra o crescimento recente. Em meados de 2000, o volume de crédito situava-se na faixa de 25% do PIB. Em dezembro de 2007 já atingia 34.7% do PIB. O crescimento do crédito livre tem início em meados de 2004, atingindo 24.5% do PIB, contra 10.2% PIB do crédito direcionado.

Salta aos olhos a alta participação do crédito direcionado. Apesar da relativa estagnação no período considerado, ele representa 29.3% do total em dezembro de 2007. Esse é um fato estilizado do mercado de crédito no Brasil que está relacionado à alta participação do governo, que ainda conta com dois dos três maiores bancos comerciais (total de ativos), fora os recursos do BNDES. O crédito direcionado diz respeito a recursos geralmente subsidiados nas duas pontas, ou seja, os bancos utilizam fontes preferenciais e/ou exclusivas de captação, geralmente mais estáveis e baratas do que as taxas de mercado, sendo obrigados, em contrapartida, a destinar os empréstimos a um setor específico a taxas subsidiadas<sup>14</sup> (Arrigoni, 2007).

Adicionalmente a atuação dos bancos públicos, parte do crédito efetuado por bancos privados é direcionada por meio de instrumentos como o compulsório que, no Brasil, assume valores extremamente elevados. No Brasil o compulsório equivale a 60% dos depósitos. O segundo maior valor na América Latina, o México, apresenta requerimento de reservas da ordem de 20% (Gelos, 2006).

Outro fato estilizado é o volume de empréstimos destinado às famílias a ao consumo, exatamente o segmento que apresentou as maiores taxas de crescimento no período. Como se pode observar na Ilustração 1, no apêndice, em junho de 2000 o crédito a PF representava apenas 4.4% do PIB, frente a 6.8% destinado à indústria, 5.2% à habitação e 5.9% ao comércio&serviços (se considerados individualmente, comércio e serviços representavam 2.3% e 3.5% respectivamente). Em dezembro de 2007, o crédito destinado às famílias já tinha ultrapassado todos os outros segmentos, atingindo 11.7% do PIB. Esse crescimento vertiginoso de 166% se deve, primordialmente, a introdução do crédito consignado<sup>15</sup> (Arrigoni, 2007; Costa e Mello, 2006).

---

<sup>14</sup> O Banco do Brasil, por exemplo, costuma ter acesso à conta salário de servidores públicos, enquanto o BNDES e a Caixa contam com recursos oriundos do FAT (Fundo de Amparo ao Trabalhador). Em contrapartida, a Caixa deve alocar parte de seus financiamentos ao crédito imobiliário e o Banco do Brasil ao Crédito Rural (Arrigoni, 2007).

<sup>15</sup> O crédito consignado é uma modalidade de crédito direto ao consumidor (CDC) onde o colateral é a folha de pagamento. O débito das prestações se dá diretamente do salário do contratante, que deve possuir conta salário no banco onde toma o empréstimo.

Para efeito de comparação, no mesmo período, o crédito à indústria cresceu apenas 17.6%, o crédito rural 43.5% e o destinado ao comércio e serviços 59.3%, atingindo 8%, 3.3% e 9.4 % do PIB em dezembro de 2007, respectivamente.

## **2.2. Base de Dados**

Os dados utilizados no presente trabalho foram obtidos largamente junto ao Banco Central do Brasil.

Inserido num esforço global do BC de aumentar a transparência, a eficiência e a competição no mercado de crédito<sup>16</sup>, a carta nº 2.957 de 30/12/1999 e o comunicado 7.569 de 20/05/2000 estabeleceram normas segundo as quais os bancos devem reportar informações gerais sobre sua carteira de crédito ao Banco Central.

Mensalmente, os bancos repassam ao Banco Central dados na frequência diária sobre as taxas de juros e o volume de novos empréstimos, e sobre a maturidade média e sobre as taxas de inadimplência do estoque de crédito em carteira ao final de cada mês<sup>17</sup>. Os dados são discriminados pelo tipo de indexação do empréstimo (pré-fixado, indexado à taxa de juros, à taxa de câmbio ou à inflação) e pelo tipo do tomador (pessoa física ou jurídica), sendo desagregado por modalidade de crédito (cheque especial, capital de giro, crédito automotivo entre outras).

Em conjunto com essa base de dados, serão utilizadas informações públicas sobre variáveis macroeconômicas, obtidas no site do BC, e dados de balanço reportados pelos bancos no âmbito do Plano Contábil das Instituições Financeiras do Sistema Financeiro Nacional (COSIF).

Nossa análise diz respeito somente a uma parte dos dados potencialmente disponíveis. Em primeiro lugar, restringimos-nos às modalidades com taxa de juros pré-fixadas, os contratos mais usuais de empréstimos. Os contratos pós-

---

<sup>16</sup> Esse esforço pode ser datado de meados de 1999, data do início do projeto de juros e spread bancário (Banco Central do Brasil: Relatório de Economia Bancária e Crédito, 2006).

<sup>17</sup> Os bancos reportam a inadimplência dentro de algumas faixas fixas. A inadimplência é definida como o estoque de crédito (em valor) com atraso entre 0 e 15 dias úteis (iremos chamar de inad0), entre 15 e 30 (inad15), entre 30 e 90 (inad30) e com atraso superior a 90 dias úteis (inad90). A variável de inadimplência utilizada no artigo é construída dividindo-se o estoque em atraso superior a 30 dias úteis (atr30 mais atr90) pelo estoque total de crédito. Logo, ao contrário

fixados são geralmente indexados a alguma taxa referencial (Selic, CDI), o que os torna pouco interessantes dentro do objetivo de estudar o repasse de choques de política monetária.

Em segundo lugar, o artigo usará somente os dados sobre crédito livre (não direcionado). Nele as principais características do contrato (juros, indexadores, prazo) são determinadas entre as partes, sem intervenção estatal. Uma vez que o objetivo é exatamente estudar o repasse de variações da Selic (custo de captação) para as taxas de juros de empréstimos (preço), é razoável focar as atenções na parcela do mercado para o qual o preço não é regulado.

Em terceiro lugar, restringimo-nos as modalidades de crédito destinado a pessoas físicas<sup>18</sup>. Excluimos da base de dados a modalidade de financiamento imobiliário, uma vez que os contratos de crédito livre são pouco representativos no universo dos empréstimos imobiliários (apenas 231 observações). Excluimos também a modalidade “OUTROS” (segundo classificação do BC), por ser uma agregação de diversos outros tipos de contratos de crédito, muito heterogêneos, e modalidades pós-fixadas, como Leasing, que possuem contratos indexados a um indicador financeiro<sup>19</sup>. As modalidades incluídas na Amostra são: cheque especial, crédito direto ao consumidor (inclui o consignado), crédito para bens automotivos, bens outros (crediário) e cartão de crédito.

De maneira geral, essas modalidades de crédito diferem em algumas dimensões, como o nível e o tipo de colateral, o tipo de tomador e o propósito do empréstimo. O crédito pessoal é um tipo de empréstimo com considerável diferenciação por parte das instituições financeiras. O cliente precisa ter uma conta no banco e, geralmente, o pagamento de juros e principal é deduzido diretamente da conta. Atualmente, o crédito pessoal, ou crédito direto ao consumidor (CDC) pode ser separado em duas categorias: CDC tradicional e

---

da variável de taxa de juros, corresponde a uma variável de estoque, sendo a inadimplência média da carteira de crédito.

<sup>18</sup> A literatura que propõe a existência de seleção adversa com implicações empíricas contrárias as que seriam esperadas sob a ótica do modelo de Stiglitz e Weiss tratou desse efeito apenas para o crédito destinado às famílias. Os mercados considerados foram, por exemplo, o de cartões de crédito nos EUA (Ausubel, 1991; Calem et al., 1995) ou ainda cheque especial no Brasil (Mello e Novaes, 2003). Esse fato nos leva a restringir às modalidades de pessoa física, como forma de dialogar com esses artigos.

<sup>19</sup> Arrigoni (2007) restringe, de maneira análoga, a sua análise as modalidades consideradas de pessoa física (adicionando modalidades de pessoa jurídica)

crédito consignado<sup>20</sup>. Ambos não estão ligados à aquisição de nenhum bem específico e possuem o lastro em conta corrente como colateral.

O crédito automotivo, no Brasil, está obrigatoriamente ligado à aquisição de um veículo, que funciona como o colateral, a garantia real, o que o torna o mais seguro para o banco. O crédito para aquisição de outros bens engloba as linhas gerais de empréstimo para aquisição de bens duráveis, como o crediário. O colateral é, nesse caso, baixo dado à relação entre o custo e para recuperar o bem e seu valor. Cheque especial e cartão de crédito dispensam maiores explicações.

A principal variável a ser utilizada no presente artigo é a taxa de juros cobrada nos novos empréstimos concedidos. É a média diária das taxas de juros de novos contratos, ou seja, é uma variável de fluxo. Por não ser uma variável de estoque, não inclui as taxas de juros de contratos antigos. Além da frequência original dos dados de taxas de juros (diária), construiu-se uma variável com frequência mensal, como em Arrigoni (2007), por meio de uma média das observações diárias, ponderada pelo volume diário de concessão de novos empréstimos. A frequência mensal permite compatibilizar com os dados de taxas de juros e inadimplência com os dados macroeconômicos e do COSIF.

### **2.3. Estatísticas Descritivas**

Na base de dados, uma observação corresponde a um banco atuando em uma modalidade num determinado ponto no tempo. O período compreendido vai de 06/2000 a 04/2006, sem interrupções. O painel utilizado é não balanceado. Observa-se, por exemplo, 330 bancos atuando em dezembro de 2000, contra apenas 238 em dezembro de 2005. Isso se deve ao forte processo de consolidação pelo qual passou o setor, incluindo a privatização de diversos Bancos públicos e um programa de reestruturação bancária, o PROER (Arrigoni, 2007; Belasich, 2003)<sup>21</sup>.

Nossa base de dados inclui somente Bancos Comerciais (2,367 observações), Bancos Múltiplos (12,831) e Sociedades Financeiras de Crédito

---

<sup>20</sup> A diferença entre CDC e crédito consignado é que o primeiro não existe garantia de que o cliente não irá trocar o banco aonde recebe seu salário, enquanto que no segundo tipo o consumidor está preso ao banco após o fechamento do contrato de crédito (Arrigoni; 2007).

(4,273) por serem as mais representativas no segmento de crédito a pessoa física, totalizando 19,471 pares banco-modalidade<sup>22</sup>. Se considerarmos apenas as observações onde as taxas de juros e o volume de novos empréstimos estão disponíveis, sobram 16166 (a

Tabela 11 no apêndice resume).

A Tabela 12 do apêndice apresenta os dados sobre as taxas de juros médias (anualizadas), a maturidade média do estoque e a taxa de inadimplência<sup>23</sup>, A Tabela 13 apresenta a evolução das taxas de juros, por modalidade, entre os anos de 2000 e 2006. Cabe destacar as altas taxas de juros ainda observadas no Brasil. As taxas do cheque especial são as maiores da amostra, 120.1% ao ano, contra 87.1 e 121% para cartão de crédito e CDC, respectivamente. As taxas cobradas nas modalidades de bens automíveis e bens outros são as mais baixas praticadas, 39.3% e 61.3%.

A observação da maturidade dos empréstimos permite agrupar as modalidades em duas categorias. As de curto prazo, onde a maturidade média é inferior a quarenta e cinco dias e as de prazo mais longo, superior a seis meses. As financeiras caracterizam-se também por oferecer prazos mais curtos em todas as modalidades.

Nosso principal interesse não é, contudo, o nível das taxas, ou os altos *spreads* observados em equilíbrio. Nossa motivação empírica é a relação entre a política monetária e as variações das taxas de juros, com destaque para a pergunta se de fato existe uma assimetria no repasse de variações no custo de captação dos bancos para as taxas de juros de empréstimo.

Para ilustrar esse ponto, tomemos a variação efetiva dos juros. Na

---

<sup>21</sup> O critério de classificação de um Banco é o CNPJ. Diversos Bancos pertencem a um Conglomerado Financeiro, que muitas vezes absorve um banco controlado dentro de seu CNPJ.

<sup>22</sup> Outros segmentos, como bancos de investimento, bancos de desenvolvimento e caixas econômicas, possuem participação pouco significativa em empréstimos para pessoas físicas nas modalidades consideradas.

<sup>23</sup> Os bancos reportam a inadimplência dentro de algumas faixas fixas. A inadimplência é definida como o estoque de crédito (em valor) com atraso entre 0 e 15 dias úteis (iremos chamar de *inad0*), entre 15 e 30 (*inad15*), entre 30 e 90 (*inad30*) e com atraso superior a 90 dias úteis (*inad90*). A variável de default usada no artigo é construída dividindo-se o estoque em atraso superior a trinta dias pelo estoque total de crédito. Logo, ao contrário da variável de taxa de juros, corresponde a uma variável de estoque, sendo a média do default da carteira de crédito.

Tabela 1 reportamos as correlações entre as taxas de juros de empréstimos (média de todas as modalidades) e a taxa Selic efetiva mensal, ambas em pontos percentuais.

A amostra está dividida em duas. A primeira considera apenas as observações para as quais  $\Delta Selic(t)$  foi positivo, momentos de contração da política monetária. A outra sub-amostra considera apenas os meses onde houve queda (não são considerados os meses onde  $\Delta Selic(t)$  foi zero).

Tabela 1: Correlações entre juros e Selic, frequência mensal e diária

Correlações nas Sub-Amostras		
(A) Frequência Mensal		
	[1] $\Delta selic(t) > 0$	[2] $\Delta selic(t) < 0$
corr [selic(t), juros(t)]	0.0836	0.0547
corr [ $\Delta selic(t)$ , $\Delta$ juros(t)]	0.0541	0.0197
(B) Frequência Diária		
	[1] $\Delta selic(t) > 0$	[2] $\Delta selic(t) < 0$
corr [ $\Delta selic(\text{meta}) (t)$ ; $\Delta$ juros(T)]		
Janela (T=2)	0.0553	0.0133
Janela (T=3)	0.0334	0.0249
Janela (T=4)	0.0448	0.0281
Janela (T=5)	0.0124	0.0284
Janela (T=6)	0.0251	0.0259

obs: fonte BACEN. Correlações simples. Não inclui observações onde  $\Delta selic$  é zero (A) Frequência Mensal. Sub-amostras onde houve aumento/queda da selic efetiva mensal (série 4189 Banco Central do Brasil).  $\Delta selic(t)$  é a variação mensal da selic (anualizada) em pontos percentuais.  $\Delta$ juros(t) é variação mensal da taxa de juros de empréstimo (anualizada), média de todas as modalidades. (B) Frequência diária.  $\Delta selic(t)$  é variação na meta selic na reunião do COPOM.  $\Delta$ juros(T) é a variação na taxa de juros considerando uma janela de T dias em torno do COPOM. Para T=2, pega-se a média dos dois dias subsequentes a data de vigência da nova meta selic, e subtrai-se a média dos dois dias anteriores a reunião (excluindo os dias da reunião).

Para janelas mais curtas, de até quatro dias, a correlação na sub-amostra de alta é maior. Por exemplo, considerando a janela de dois dias, a correlação na sub-amostra de alta é de 0.0553 contra 0.0133 na sub-amostra de baixa. Implica que a correlação entre a taxa Selic e as taxas de juros bancárias é mais de quatro vezes maior em estados da natureza onde há aumentos na taxa básica. A análise de correlações simples aponta para uma evidência inicial de que há uma assimetria para baixo dos *pass-through*.

Adicionalmente à análise de correlações simples, ilustramos o ponto da rigidez e da potencial assimetria no repasse da taxa Selic para as taxas de juros bancárias através de gráficos. Neles buscamos relacionar os dados diários sobre as

taxas de juros, agregadas por modalidade, à meta da taxa Selic (anualizada) divulgada pelo Banco Central após as reuniões do COPOM<sup>24</sup>.

As Ilustração 2 e Ilustração 3 no Apêndicev apresentam a evolução diária das taxas de juros bancárias anualizadas no eixo esquerdo, bem como a média móvel de trinta dias e a meta da taxa selic vigente naquele dia (eixo direito), ambas e pontos base. A primeira característica que chama a atenção é a extrema volatilidade das taxas de juros diárias agregadas. Quanto à dinâmica dos dados, é perceptível a forte correlação com a meta. Contudo, a depender da modalidade, a dinâmica em relação a variações positivas ou negativas da meta Selic não é tão clara. E mesmo dentro de uma mesma modalidade, o comportamento das taxas de juros médias não é muito ilustrativo.

Tomemos a modalidade de cheque especial, por exemplo. Durante o ciclo de alta entre outubro de 2002 e março de 2003, aparentemente os bancos relutaram em repassar os aumentos no custo de captação, evidenciando uma certa rigidez para cima. Contudo, entre outubro de 2004 e junho de 2005, novamente o ciclo de alta teve um comportamento errático sobre as taxas de cheque especial. Elas subiram antes do início do ciclo, recuaram durante, voltando a subir entre julho e outubro, só recuando após a reversão do ciclo com o início da queda na meta selic em outubro de 2005. Durante o ciclo de baixa iniciado no final de 2005, o maior já presenciado na história monetária recente do Brasil, a taxa de juros mediana parece ter recuado muito pouco e, mesmo que o nível se encontre em patamares inferiores, a convergência a ele se deu de forma muito errática.

O ponto a ser frisado é que a análise do comportamento dos juros mediano em torno dos eventos de variações na taxa Selic não parece muito elucidativo. Como os bancos reagem potencialmente de maneiras distintas a choques na política monetária, efeitos de composição podem ser responsáveis por esse comportamento errático da taxa de juros agregada frente a choques de política monetária. Essa evidência sugere que o universo onde lidamos com dados individuais pode ser mais adequado para responder a perguntas sobre o repasse de variações da política monetária aos juros finais aos tomadores.

---

24 Observamos a variável taxa de juros para cada banco individual por modalidade. De modo a agregar a informação por modalidade, procedemos de duas formas. A primeira considera a taxa mediana por modalidade. A segunda considera a taxa média de juros, ponderada pelo volume de crédito ofertado pelo banco  $i$  no dia  $t$ . Reportamos os gráficos para a mediana, uma vez que as taxas médias se mostram um pouco mais voláteis.

### 3

## A Resposta dos Juros Bancários a Variações na Selic é Assimétrica?

### 3.1.

#### Análise de Forma Reduzida: Motivação Teórica

Essa sessão tem por objetivo motivar a discussão acerca dos modelos comportamentais que potencialmente geram rigidez no *pass-through* da taxa básica de juros (Selic) para as taxas de juros de empréstimos bancários.

Um equilíbrio onde se observam preços elevados e rigidez no repasse de custos marginais pode ser sustentado por falta de competição. Neumark e Sharpe (1992) e Hannan e Berger (1991), por exemplo, encontram evidência de que a rigidez das taxas de juros no mercado de depósitos nos EUA é maior em mercados regionais mais concentrados. Os autores documentam ainda a existência de diferenças na rigidez de preço. O coeficiente de *pass-through* da taxa básica de juros norte americana para as taxas de depósito parece maior quando a variação corresponde a uma alta na taxa básica.

Borenstein, Cameron e Gilbert (1997), ao estimarem o repasse do preço do petróleo para o preço da gasolina nos EUA, acham evidência de que existe assimetria para baixo e argumentam:

“We test and confirm that retail gasoline prices respond more quickly to increases than to decreases in crude oil prices. Among the possible sources of this asymmetry are production/inventory adjustment lags and market power of some sellers.”

Contudo, a rigidez para baixo não é racionalizada por meio da simples existência de poder de mercado, mas sim a partir de um modelo de preço gatilho no qual o choque negativo no custo de captação pode não ser suficiente para reverter a indústria de um estágio de conluio para um estágio de guerra de preços (Green e Porter, 1981)<sup>25</sup>. Em estados da natureza onde há uma queda no custo

---

<sup>25</sup> No modelo original de Green e Porter, as firmas não observam as quantidades produzidas pelos concorrentes, e os bens são homogêneos. Essa hipótese é importante para a sustentação de um equilíbrio de conluio onde ocorre punição em equilíbrio. Uma firma, ao se deparar com uma queda na sua quantidade produzida, não tem certeza se essa queda se deve a um choque negativo

marginal, as taxas cobradas antes desse novo equilíbrio oferecem um ponto natural para que bancos oligopolistas coordenem seus preços como forma de maximizar o lucro de curto prazo.

No contexto da indústria bancária, tanto a rigidez de preços como potenciais assimetrias no coeficiente de *pass-through* podem estar relacionadas não só a problemas de conduta, mas também a existência de assimetrias de informação entre tomadores e emprestadores (González et.al.,2005). No presente artigo, apresentamos duas teorias distintas que introduzem a existência de seleção adversa no mercado de crédito. De forma interessante, ambas diferem diametralmente no que tange a possíveis assimetrias na rigidez das taxas de juros em resposta a variações no custo de captação.

A teoria mais conhecida foi proposta por Stiglitz e Weiss (1981). O artigo seminal demonstrou que mercados de crédito podem apresentar um equilíbrio caracterizado por racionamento, no qual as taxas de juros não sobem o suficiente para igualar a oferta e a demanda. Essa possibilidade surge graças ao efeito seleção das taxas de juros bancárias. Ao contrário de outros mercados, o preço cobrado pelos bancos afeta o risco médio esperado de potenciais tomadores por meio de dois canais: (1) selecionando potenciais tomadores; (2) afetando as ações de emprestadores potenciais, que podem alterar *trade-off* entre risco e retorno de seus projetos de investimento.

Segundo esse modelo, os bancos podem não possuir incentivo a aumentar suas taxas frente a um aumento custo de captação. A explicação é que os projetos que são rentáveis a essa nova taxa de juros são também os mais arriscados. Ao aumentar os juros de empréstimos, os bancos selecionariam os tomadores para os quais estados da natureza de insolvência são mais prováveis. Como existe *limited liability*, esse efeito pode causar uma redução dos lucros em função de aumento na inadimplência. Uma das implicações empíricas de um equilíbrio com

---

de demanda (elemento estocástico do modelo) ou ao desvio de um participante do conluio. Dessa forma, quando a quantidade cai abaixo de certo nível (endógeno no modelo), a empresa reverte a um período de punição. Por isso o nome trigger price, ou preço de gatilho. No mercado de crédito é possível que as firmas observem as taxas juros cobradas pelos seus concorrentes (através de informações do banco central). Contudo, o banco sempre detém melhor informação sobre o perfil dos clientes em sua carteira e, dessa forma, as taxas efetivas de juros (aquelas que compensam a probabilidade de default) podem não ser observáveis. Um corte dos juros de empréstimo por um concorrente pode ser, na realidade, apenas uma melhora do perfil de risco. A condição de não observabilidade de preços do modelo de Green e Porter poder estar presente mesmo no mercado bancário.

racionamento de crédito é exatamente uma rigidez para cima nas taxas de juros (Berger e Udell, 1992)<sup>26</sup>. Definimos que o “efeito seleção” de uma redução (aumento) individual de taxa de juros sobre o *pool* de emprestadores potenciais é positivo (negativo) segundo esse modelo.

Por sua vez, uma teoria alternativa foi proposta por Ausubel (1991) para racionalizar a observação simultânea de altos *spreads* e forte competição no mercado para cartões de crédito nos EUA. Essa teoria é capaz de produzir um equilíbrio onde se observam, ao mesmo tempo, altos mark-ups sobre o custo marginal, conduta altamente competitiva e rigidez para baixo nas taxas de juros, em um aparente comportamento de conluio. Mello e Novaes (2003) apresentam um modelo de seleção adversa similar ao proposto por Ausubel (1991).

“If banks are competing in prices and the marginal cost in providing loans is constant, high spread equilibria is difficult to sustain, (...) banks have a first order gain and only a second order loss in undercutting their competitors. If, however, banks face also a worsening in the quality of their borrowers, the returns to aggressive pricing are lower. They would also face a first order loss in costs. In this case the marginal cost of providing loans is increasing due to adverse selection and Banks are reluctant to compete in the interest rate dimension”

De maneira sucinta, as hipóteses e implicações deste modelo podem ser resumidas em: emprestadores diferem em duas dimensões, ou seja, na probabilidade de entrar em inadimplência e no motivo pelo qual tomam crédito; bancos não observam o tipo do cliente a um custo baixo e os clientes têm relacionamento com apenas um banco; existe custo de troca, e ele é maior quanto melhor o tipo de cliente (quanto menor sua probabilidade de *default*); e, finalmente, clientes de melhor tipo não podem carregar informação sobre seu perfil de forma crível.

Adicionalmente, os clientes “bons” usam crédito por motivo conveniência<sup>27</sup>, e tomam empréstimos para acomodar choques de curto prazo em suas necessidades de consumo, o que implica uma demanda inelástica a preço. Eles

---

<sup>26</sup> Juros mais altos em equilíbrio, por sua vez, induziriam os tomadores a investir em projetos mais arriscados. Dessa forma, bancos podem relutar ainda mais em repassar aumentos no custo de captação. No sentido contrário, na presença de uma redução nos custos de captação, o incentivo maior é na direção de uma redução das taxas de juros. O banco que reduz sua taxa unilateralmente estará atraindo não só uma maior quantidade de tomadores, como também recrutará os melhores no pool de potenciais tomadores.

<sup>27</sup> O modelo foi proposto para segmentos de cartão de crédito, em Ausubel (1991) e cheque especial (Mello e Novaes, 2003). Deve-se ter em mente que nesse contexto, pensar em motivo liquidez faz sentido. Para outras modalidades de crédito, como crédito automotivo, ele faz pouco ou nenhum sentido. Esse ponto será abordado na análise empírica.

estão dispostos a pagar um prêmio para usar o crédito por motivo liquidez por dois motivos. Primeiro, para acessar outras formas de crédito pode ser custoso. Segundo, por serem “bons” clientes, eles sofrem um maior custo de troca potencial, pois se mudam de banco são confundidos como pagadores ruins. Os clientes “ruins” se comportam de modo diferente. Usam o crédito pelo motivo tradicional, para suavizar consumo e, conseqüentemente, sua demanda é mais sensível as taxas de juros. Como não sofrerem custo de troca adicional, uma vez que já são do pior tipo, estão mais sujeitos também a pesquisar por melhores taxas, pagando o custo de troca necessário para mudar de banco.

Ao contrário do modelo de Stiglitz Weiss, a redução unilateral de taxas de juros pode não ser lucrativa. O banco, ao desviar e cortar preços, tende, por um lado, a recrutar mais os “piores” clientes. Por outro, induz os clientes de tipo “ruim” já em seu *portfolio* a demandar mais empréstimos. Dessa forma ele pode se deparar com uma redução nos lucros a partir do aumento do custo com créditos inadimplentes. Isso significa que, na nossa terminologia, o efeito seleção de uma redução (aumento) unilateral de sua taxa de juros sobre empréstimos é negativo (positivo).

Essa diferença clara no sinal do “efeito seleção” de variações individuais nas taxas de juros se traduz em implicações empíricas diametralmente opostas sobre a magnitude e o grau de rigidez do repasse de variações na taxa Selic (custo marginal) para a taxa de juros de empréstimos bancários (preço). Enquanto na teoria tradicional a rigidez é para cima, com os bancos relutando mais em repassar aumentos do que quedas na Selic, na teoria de Ausubel a rigidez se dá no sentido contrário.

Tendo em vista esses três modelos comportamentais, maximização conjunta de lucros, conduta competitiva com seleção a la Stiglitz e Weiss e conduta competitiva com seleção a la Ausubel, estimamos o repasse da taxa Selic para as taxas de juros bancárias no Brasil nas seções 3.2 e 3.3, de modo a testar se existe rigidez no *pass-through* e se ele apresenta alguma assimetria.

Na seção 3.2, estima-se uma equação de *mark-up* relacionando juros e Selic por meio de observações mensais. Na seção 3.3, serão utilizados dados de taxas de juros e quantidades em frequência diária, de modo a realizar uma análise de evento que explore o caráter periódico das reuniões do COPOM.

## 3.2. Análise em Painel

### 3.2.1. Modelo Empírico

Nesta seção, estimamos a seguinte equação de *mark-up* utilizando dados mensais entre Junho 2000 e Abril 2006. Nela regredimos a taxa de juros de empréstimo, o preço, na taxa Selic anualizada e o custo de fundos.

$$r_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 I[\Delta sel_t < 0] + \alpha_2 sel_t + \alpha_3 sel_t * I[\Delta sel_t < 0] + \Gamma macro_t + \Psi banco_{ijt} + c_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

A variável dependente  $r_{ijt}$  é a taxa de juros cobrada pelo banco  $i$  na modalidade de crédito  $j$  no mês  $t$ . Ela é uma variável de fluxo, isto é, é a taxa média referente às novas concessões de crédito efetuadas no mês  $t$ <sup>28</sup>. A variável  $sel_t$  é a taxa Selic efetiva (anualizada) no mês  $t$ , o custo de captação dos bancos.  $r_{ijt}$  e  $sel_t$  estão em pontos percentuais. Os vetores *macro* e *banco* são variáveis de controle. A motivação de sua inclusão é explicada abaixo.

O coeficiente  $\alpha_2$  mede exatamente o repasse médio da Selic para as taxas bancárias. Se estimado de forma consistente, temos exatamente o coeficiente de *pass-through*. A variável  $I[\Delta sel_t < 0]$  assume o valor 1 quando a variação na taxa Selic efetiva for negativa, isto é, quando o custo de captação está caindo. Dessa forma, nosso coeficiente de interesse é o termo de interação entre  $sel_t$  e a variável indicadora,  $\alpha_3$ . Ela assume valor zero quando  $\Delta sel_t \geq 0$ . A ocorrência de meses onde não houve variação no custo de captação não é muito relevante. Dessa forma, optamos por incluir também os meses para os quais  $\Delta sel_t$  foi zero<sup>29</sup>.

O teste de assimetria se resume no exercício de análise do sinal de  $\alpha_3$ . Se o coeficiente não for estatisticamente diferente de zero, temos evidência contrária a uma assimetria no repasse. Se o coeficiente for positivo, pode se argumentar a

<sup>28</sup> A distinção entre variáveis de fluxo e estoque é importante no decorrer do artigo, e ficará mais clara nas seções subseqüentes.

<sup>29</sup> O total de observações para os quais não houve variação da taxa Selic efetiva corresponde a apenas 5 meses da amostra, ou um total de 1467 observações. Isso ocorre uma vez

favor de uma maior rigidez para cima nas taxas de juros, resultado empírico esperado se o efeito de seleção a la Stiglitz e Weiss (1981) for predominante. Se o coeficiente for negativo, temos evidência de uma rigidez para baixo das taxas de empréstimos e resultado em linha com a predominância do efeito seleção a la Ausubel (1991).

O alto nível de desagregação dos dados é a hipótese que permite identificar a taxa Selic como exógena à taxa de juros de um banco individual. É razoável argumentar que, sendo o custo de captação uma variável de escolha do Banco Central, quanto maior o nível de desagregação dos dados, menos relevante será uma potencial simultaneidade entre as taxas básicas da economia e as taxas de juros do crédito.

Contudo, é preciso controlar também para choques comuns entre Selic e as taxas de juros. Um possível candidato óbvio são variáveis macroeconômicas, que por afetarem a demanda por crédito, podem afetar conjuntamente a taxa Selic e as taxas de empréstimos. A inclusão do vetor  $macro_t$  visa controlar para essa possibilidade. Utilizamos a produção industrial, como *proxy* para atividade econômica (os dados do PIB não estão disponíveis na periodicidade mensal). A taxa de inflação, uma vez que períodos de aceleração inflacionária geram respostas tanto da política monetária quanto das taxas nominais cobradas pelos bancos. Incluiu-se também a taxa mensal de desemprego como outro deslocador para demanda agregada no mercado de crédito. Por sua vez, finalmente, o indicador EMBI+ do JP Morgan controla para choques externos comuns a Selic e ao custo de captação dos bancos em mercados *offshore*.

Outra possível fonte de viés é a heterogeneidade de respostas dos bancos frente a variações no seu custo de captação. A literatura de *bank lending channel* aponta, por exemplo, que bancos menores tendem a reagir mais a variações na taxa básica por terem, na média, menor acesso a financiamento externo a custo barato para substituir rapidamente os depósitos remunerados como fonte de recursos (ARENA et.al 2006). Kashyap e Stein (2000) por sua vez encontram evidência que a liquidez relativa do balanço de um banco afeta a maneira como ele responde a choques da política monetária. O vetor  $banco_{ijt}$  inclui: o tamanho,

---

que avariável corresponde a taxa Selic efetiva, de mercado, não a meta estipulada pelo Banco Central.

medido pelo logaritmo do total de ativos (R\$ milhões). O número de bancos dentro do conglomerado onde o banco se insere, para captar alguma medida de especialização. A liquidez, medida como o ativo circulante sobre o patrimônio líquido. O prazo médio do estoque de crédito, já que potencialmente o prazo é uma variável de escolha relevante para o banco.

Seria razoável incluir variáveis relativas à inadimplência caso o interesse seja somente o coeficiente  $\alpha_2$  e  $\alpha_3$ ? A omissão da variável *default* da equação (1) afetaria a consistência somente no caso em que Selic e o *default* ao nível do par banco-modalidade estejam correlacionados. É razoável que aumentos da taxa básica induzam ao mesmo tempo uma queda do nível de atividade e aumentos na probabilidade de que créditos não sejam pagos de forma plena. Ou seja, em alguma medida deve haver correlação entre a taxa Selic e as taxas de inadimplência agregadas, sendo um efeito comum a todos os bancos (Christiano, Eichenbaum e Evans, 1998). No nível de desagregação considerado, essa possibilidade não é tão óbvia.

A inclusão da taxa de *default* é potencialmente problemática, pois na presença de efeito seleção, a inadimplência é endógena a taxa de juros (Mello e Novaes, 2003). Contudo, como a taxa de juros é medida sobre o fluxo de crédito e as taxas de *default* são medidas em estoque, temos que o *default* em  $t$  é exógeno a taxa de juros em  $t$  por razão meramente contábil. Mesmo um crédito lançado no primeiro dia útil com prazo de apenas um dia só pode ser contabilizado na variável de *default* trinta dias após seu vencimento<sup>30</sup>, logo, no mês seguinte. Incluímos dessa forma a variável *default* para tentar controlar para esse componente comum entre a taxa Selic e a inadimplência agregada da economia.

Por último, o termo de erro  $(c_{ij} + \varepsilon_{ijt})$  possui dois componentes: um efeito individual do par banco modalidade constante no tempo  $c_{ij}$ . Ele nada mais é que um efeito fixo no par banco-modalidade que visa controlar para fatores não observáveis que afetam a equação individual de *mark-up* do banco  $i$  atuando na modalidade  $j$ , e que estão potencialmente correlacionados com as variáveis explicativas. Entre esses efeitos podemos citar diferentes custos de ajustamento e linhas de crédito disponíveis (Berger e Udell, 1992).

O termo  $\varepsilon_{ijt}$  é um choque individual na taxa de juros, de média zero e variância a ser estimada. Em função da natureza dos dados utilizados para estimar o *pass-through*, optou-se por permitir que o estimador agrupasse as observações em grupos (*clusters*). Essa hipótese sobre o choque  $\varepsilon_{ijt}$  permite que haja heterogeneidade na dimensão *cross section* (diferente variância entre os grupos) e correlação entre os choques na dimensão *time-series* (dentro de um mesmo grupo).

Essa opção busca levar em conta que a natureza do choque de política monetária é uma variação comum a todos os bancos. Intuitivamente, considere a resposta de dois bancos “idênticos” após o controle para as variáveis observadas e para o termo não observável  $c(ij)$ . Sem impor qualquer estrutura no termo  $\varepsilon_{ijt}$ , o estimador interpretaria as respostas individuais como observações independentes. Porém, na realidade, a informação sobre a resposta de um dos bancos, condicional à resposta do outro e aos controles, é pouco ou nada informativa. O conjunto de informação “correto” é aquele que trata as duas observações como muito próximas. Daí o agrupamento em *clusters*.

### 3.2.2. Resultados

Os resultados estão reportados abaixo. A

Tabela 2 agrupa as modalidades de pessoa física segundo o prazo médio em dois grupos. No primeiro grupo (colunas 1-3), encontram-se as modalidades cujo prazo médio é inferior a 45 dias, especificamente as modalidades de cheque especial e de cartão de crédito. No segundo grupo (colunas 4-6), constam as demais modalidades: crédito direto ao consumidor (que engloba o crédito consignado), crédito para aquisição de veículos e para aquisição de outros bens.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo completo, com a inclusão de todos os controles, por modalidade. Em todos os modelos, o estimador utilizado é o de efeitos fixos, ou *within estimator*, para lidar com uma potencial correlação

---

<sup>30</sup> Recordando que isso ocorre uma vez que a variável de default é definida com o total (em valor) do crédito com atraso superior a trinta dias (*inad30+ina90*) dividido pelo total de crédito em estoque.

entre fatores não observáveis que afetam a taxa de juros ( $c_{ij}$ ) e as variáveis explicativas<sup>31</sup>.

Reportamos, dessa forma, os resultados mais gerais, uma vez que para as modalidades de curto prazo, temos maior segurança de que a taxa Selic é o custo de captação relevante. Para modalidades de prazo mais longo, é possível que fatores como a expectativa quanto à trajetória futura da Selic, ou a curva de juros sejam mais relevantes do que a taxa de curto prazo<sup>32</sup>. Conforme a observação da Tabela 2, o coeficiente de interesse é sempre negativo, em todas as especificações, apontando para uma maior rigidez quando a taxa Selic está em queda.

Tabela 2: Teste de Assimetria, Painel com efeitos fixos

	I	II	III	IV	V	VI
	PF OLS Curto Prazo	PF OLS Macro Curto Prazo	PF OLS Controles Curto Prazo	PF OLS Longo Prazo	PF OLS Macro Longo Prazo	PF OLS Controles Longo Prazo
1[Δselic(t)<0]	19.219 (4.915)**	22.035 (5.037)**	23.044 (4.841)**	12.559 (3.012)**	3.227 (2.19)	0.829 (2.59)
[1] Selic_anualizada(t)	2.662 (0.373)**	2.056 (0.388)**	2.245 (0.382)**	1.759 (0.272)**	1.108 (0.220)**	0.997 (0.223)**
[2] Selic_anualizada(t)*1[Δselic<0]	-0.937 (0.246)**	-1.229 (0.274)**	-1.277 (0.259)**	-0.680 (0.154)**	-0.215 (0.118)+	-0.107 (0.13)
[1] + [2]#	1.725 (0.345)**	0.827 (0.378)**	0.968 (0.472)**	1.079 (0.191)**	0.893 (0.197)**	0.890 (0.218)**
Grau de Assimetria ((1)+[2])/[1]	0.648	0.402	0.431	0.613	0.806	0.893
default(t)	-	-	53.838 (35.181)	-	-	29.573 (12.214)*
Controles Macro(t)	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Controles Banco(n,t)	-	-	Sim	-	-	Sim
Dummies mes(sazonalidade) e ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	4416	4367	4201	11800	11659	11229
No Grupos ( <i>cross section</i> )	120	120	114	336	336	322
R2	0.08	0.09	0.12	0.07	0.07	0.09

Obs: Estimador de efeitos fixos (par banco, modalidade). Inclui todas as modalidades pessoa física. Curto prazo: cheque especial e cartão de crédito. Inclui os meses onde ΔSelic(t)=0. Meses Jun/00 a Abr/06. Inclui intercepto e dummy (baixa). Selic(t) em pontos percentuais. Controles Macro: produção industrial(t), ipca(t), taxa desemprego(IBGE) (t) e risco país(t). Controles Banco, Ativo Total(t-1), Liquidez(t-1), prazo (estoque), no bancos no conglomerado e default (media modalidade). Inclui dummies mensais (sazonalidade) e dummies anuais. Resultados robustos a troca dummy baixa, por dummy alta. e(ji) permite agrupamento em clusters com heterogeneidade variância na dimensão *crosssection* (entre grupos) e correlação serial (dentro do mesmo grupo). Assimetria: Coeficiente de passthrough dado baixa / alta. Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* 5% e \*\* a 1%.

<sup>31</sup> O estimador de efeitos fixos é consistente sob a hipótese de exogeneidade forte, ou seja, o erro deve ser não correlacionado com valores presentes, passados e futuros dos regressores. A hipótese de exogeneidade forte é tão mais robusta, quanto menor for o prazo da modalidade. Para modalidades onde o prazo médio é inferior a trinta dias, o prazo é menor do que a própria frequência na qual observamos os dados (mensal). Dessa forma, é razoável considerar que os choques contemporâneos são os relevantes para a determinação da taxa de juros. O mesmo argumento perde força para as modalidades de prazo superior. É razoável supor que a trajetória futura de Selic afete a taxa de juros cobrada em t na modalidade de crédito automotivo, por exemplo. Uma maneira de tratar o problema seria supor exogeneidade seqüencial, relaxando a hipótese de exogeneidade forte. O teste de robustez na seção seguinte, ao incluir defasagens da taxa de juros no modelo empírico, trata de alguma forma dessa questão, pois o estimador de Arellano-Bond pressupõe exogeneidade seqüencial. Ver Wooldridge (2000) para maiores detalhes.

<sup>32</sup> Ademais, as modalidades de prazo mais curto são exatamente aquelas sobre as quais a literatura costuma investigar o efeito de seleção proposto em Ausubel (Calem e Mester, 1995, Mello e Novaes, 2003).

Para as modalidades de curto prazo, o coeficiente de *pass-through* ( $\alpha_2$ ) é altamente significativo em todas as especificações, apontando para um rápido ajuste das taxas de juros (coeficiente maior que um). Contudo, o coeficiente  $\alpha_3$  é também significativo e economicamente relevante, indicando que o repasse na baixa é sempre menor e não diminui após a inclusão dos controles. Para o modelo III, o grau de assimetria é 43.1%. Para as modalidades de prazo mais longo, observamos que o coeficiente  $\alpha_3$ , que mede a assimetria, é negativo; porém, quando incluímos todos os controles, ele perde significância.

Abaixo se encontra a Tabela 3, que apresenta os resultados do modelo estimado com todos os controles individualmente por modalidade. Como se pode observar, o coeficiente que mede a assimetria para baixo no *pass-through* é estatisticamente significativa para as modalidades de cheque especial, cartão de crédito e, marginalmente a 10%, para autos. Contudo, a relevância econômica é maior para as modalidades de cheque especial e cartão. O repasse na baixa da Selic atinge para a primeira 57.2% do repasse na alta e para a segunda é estatisticamente igual a zero.

Tabela 3: Teste Assimetria, séries de tempo por Modalidade

	I	II	III	IV	V
	Cheque Especial	Credito Direto Consumidor	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito
1[ $\Delta$ selic(t)<0]	21.943 (5.534)**	-1.778 (5.05)	2.775 (1.640)+	3.721 (3.29)	27.221 (10.473)*
[1] Selic_anualizada(t)	2.819 (0.451)**	1.109 (0.438)*	0.871 (0.116)**	1.004 (0.209)**	1.512 (0.808)+
[2] Selic_anualizada(t)*1[ $\Delta$ selic<0]	-1.206 (0.300)**	0.032 (0.26)	-0.172 (0.095)+	-0.295 (0.18)	-1.504 (0.551)**
[1]+[2]#	1.613 (0.312)**	1.141 (0.385)**	0.699 (0.106)**	0.709 (0.186)**	0.008 (0.87)
Grau de Assimetria ([1]+[2])/[1]	0.572	1.029	0.803	0.706	0.005
default(t)	17.610 (26.63)	37.719 (16.248)*	5.565 (9.82)	11.357 (8.88)	90.516 (53.346)+
Controles Macro(t)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles Banco(n,t)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies mes(sazonalidade) e ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	2860	5566	3092	2571	1341
No Grupos ( <i>cross section</i> )	75	150	84	88	39
R2	0.21	0.1	0.29	0.17	0.18

Obs: Estimador de efeitos fixos (par banco, modalidade). Inclui todas as modalidades pessoa física. Inclui os meses onde  $\Delta$ Selic(t)=0. Meses Jun/00 a Abr/06. Inclui intercepto e dummy (baixa). Selic(t) em pontos percentuais. Controles Macro: produção industrial(t), ipca(t), taxa desemprego (DIEESE) (t) e risco país(t). Controles Banco, Ativo Total(i,t-1), Liquidez(i,t-1), prazo(ijt) (estoque), no bancos no conglomerado (it) e default(jt) (media modalidade). Inclui dummies mensais (sazonalidade) e dummies anuais. Resultados robustos a troca dummy baixa, por dummy alta. e(ijt) permite agrupamento em clusters com heterogeneidade variância na dimensão *crosssection* (entre grupos) e correlação serial (dentro do mesmo grupo). Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%; # teste de Wald H0: [1]+[2]=0.

De maneira geral, o coeficiente da variável *default*<sup>33</sup> é não significativo. Porém ele é sempre positivo, exatamente o sinal esperado na ausência de endogeneidade entre *default* e juros<sup>34</sup>.

Em resumo, o teste encontrou evidencia de que a rigidez para baixo é maior para cheque especial e cartão de crédito. Esse achado é intrigante por dois motivos. Por um lado, são essas as modalidades onde esperaríamos encontrar de fato uma maior rigidez, no caso de o modelo comportamental que supõe competição com seleção adversa *a la* Ausubel ser o que melhor descreve o mercado de crédito.

Por outro lado, a presença de assimetria para baixo no repasse do custo de captação para as taxas de empréstimos *per se* não é evidência suficiente para “aceitarmos” esse modelo. Comportamento de conluio por parte dos bancos pode gerar efeito empírico semelhante. Nesse sentido, é razoável argumentar que se o modelo onde a assimetria é fruto de falta de competição no mercado de crédito for o verdadeiro, seria de se esperar que a rigidez para baixo nas taxas de juros fosse correlacionada com o grau de competição em uma modalidade. E são exatamente as modalidades de cheque e cartão que também apresentam uma maior concentração de mercado. A inspeção dos índices de concentração na Tabela 15 no apêndice mostra que as modalidades de longo prazo apresentam, ainda que marginalmente, um grau menor de concentração<sup>35</sup>. Fato esse que torna a tarefa de distinguir entre as duas hipóteses em forma reduzida um tanto quanto desafiador.

### 3.2.3.

#### **Robustez: Incluindo termo AR na equação de Mark-up**

Nessa seção apresentamos os resultados de um teste de robustez que estima a equação (1) incluindo defasagens da taxa de juros como variáveis explicativas do modelo empírico. Seria razoável encontrar forte persistência na série de taxas de juros se os dados disponíveis sobre taxas de empréstimos fossem referentes às

<sup>33</sup> Default corresponde ao percentual do estoque com atraso superior a 30 dias úteis.

<sup>34</sup> Se o efeito seleção relevante de um aumento dos juros é positivo, de acordo com o proposto por Ausubel (1991), aumento dos juros diminuem o default, viesando o coeficiente do default para baixo na equação de mark-up. Se o efeito for muito forte, no limite poderíamos estimar uma correlação negativa entre default e juros na equação (1).

<sup>35</sup> Isso ocorre quando medimos concentração de acordo com o índice de “herfindahl-hirschman”, que é a soma dos *market-shares* ao quadrado, tanto quanto sob o índice C5, que soma a participação dos 5 maiores bancos.

taxas efetivas do estoque de crédito em carteira dos bancos. Mesmo num nível de desagregação elevada, por construção contábil, as taxas de juros ontem estariam correlacionadas com as taxas de juros hoje, pela existência de empréstimos antigos em carteira.

Contudo na base de dados utilizada no presente trabalho,  $r(ijt)$  é uma variável de fluxo, referente a novas concessões de crédito. Dessa forma, o efeito puramente contábil desaparece. Introduzir no modelo as taxas de juros defasadas representa, ao contrário do caso anterior, uma hipótese comportamental sobre a ação dos bancos ao definirem seu *mark-up* sobre o custo de captação.

A hipótese comportamental implícita em (1) é a de que os bancos fixam a taxa de juros no mês  $t$  de forma a maximizar os lucros, olhando para variáveis contemporâneas. Introduzir o termo defasado implica afirmar que, por algum motivo, os bancos também olham as taxas cobradas em períodos anteriores na hora de determinar as taxas dos novos empréstimos de forma a maximizar os lucros no período ( $t$ ). Uma possível hipótese alternativa seria afirmar que os bancos detêm informação privada sobre a existência e o sentido do efeito seleção de aumentos de taxas de juros sobre o perfil dos potenciais tomadores e sobre a inadimplência de suas carteiras. Ao precificar o crédito em  $t$ , o banco sabe que as taxas cobradas nos períodos ( $t-1$ ), ( $t-2$ ) e assim sucessivamente, tem impacto sobre o perfil do potencial tomador de crédito em  $t$  via efeito seleção.

Os resultados se encontram na Tabela 16 do apêndice. Apresentamos apenas as regressões que incluem todos os controles. A inclusão da variável de taxas de juros defasada cria um problema adicional, pois esse regressor é endógeno por construção. A forma mais usual para se tratar desse problema consiste em aplicar o estimador de Arellano-Bond<sup>36</sup>, que de maneira resumida, utiliza como instrumentos outras defasagens da taxa de juros de ordem maior.

De maneira geral, os resultados para cartão e cheque especial não alteram quanto à significância estatística. Para as demais modalidades o coeficiente é ainda negativo, porém deixa de ser significativo para Autos e passa a ser para CDC.

### 3.3. Análise de Evento

#### 3.3.1. Metodologia

Conforme detalhado na seção 2.2 de descrição dos dados e 2.3 de estatísticas descritivas, as informações acerca das taxas de juros cobradas e o volume dos novos empréstimos (novas concessões de crédito) estão disponíveis na frequência diária. O exercício aqui proposto busca explorar essa alta frequência de modo a isolar choques não observáveis de demanda que poderiam estar potencialmente causando a assimetria, como expectativas sobre a trajetória futura da taxa básica de juros, por exemplo.

A hipótese de identificação é de que a oferta dos bancos reaja mais rapidamente do que a demanda por crédito a taxas de juros. A análise de evento aumenta a probabilidade que a assimetria, caso persista, esteja relacionada a uma reação da oferta dos bancos a mudanças no seu custo de captação. Caso a hipótese de identificação seja válida, a existência de assimetria na oferta é sinal mais claro que os bancos internalizam de fato o potencial efeito de variações nas taxas de juros sobre o perfil dos clientes futuros.

Ademais, a análise de evento nos permite concluir com maior segurança que a assimetria não é fruto de alguma variável não observada excluída do modelo. É possível, por exemplo, que o efeito da assimetria seja oriundo de expectativas. Momentos de mudança para cima da taxa Selic tendem a ser períodos nos quais há uma deterioração maior de expectativas, levando a autoridade monetária a agir com mais força. Podem alternativamente ser momentos de maior volatilidade das taxas de juros. Por outro lado, reduções na taxa Selic tendem a ser mais graduais e em momentos de maior certeza e previsibilidade sobre o comportamento futuro das taxas de juros.

Ao analisar a assimetria em torno das reuniões, temos maior confiança de que esses fatores não observados estão constantes. É pouco provável que haja um choque tão grande na economia que afete as expectativas de maneira que implique

---

<sup>36</sup> Na realidade, a inclusão de qualquer regressor endógeno implica a não consistência do estimador de efeitos fixos. A hipótese que garante a consistência é  $E(\mu_i | X_1, \dots, X_T) = 0$ , onde  $\mu_i = (\mu_{i1}, \dots, \mu_{iT})_e$  (exogeneidade forte). Para maiores detalhes ver Wooldridge (2000).

mudanças na condução do COPOM durante os poucos dias de duração da reunião. Mesmo as expectativas estão mais ou menos constantes em torno da reunião. Elas já estão embutidas nas taxas de juros pré-reunião e a própria variação da Selic é o fato relevante para induzir variações nas taxas de juros por parte dos bancos.

A metodologia consiste em estimar o seguinte modelo:

$$\Delta r_{ijR(p)} = \alpha_0 + \beta_1 \Delta Sel_R + \beta_2 \Delta Sel_R * 1[\Delta Sel_R < 0] + \beta_3 1[\Delta Sel_R < 0] + v_{njR} \quad (2)$$

Nela a variável  $\Delta r_{ijR(p)}$  é a variação na taxa de juros do banco  $i$ , na modalidade  $j$  em torno da  $R$ -ésima reunião do COPOM. Supusemos ainda que o efeito fixo banco-modalidade entra na equação (1). Como a equação (2) está em diferenças, estimamos por OLS simples. A variável dependente é construída subtraindo da média ponderada da taxa de juros (pelo volume) de ( $P$  dias) à frente (excluindo os dias da reunião) a taxa média ponderada dos  $p$  dias anteriores a reunião. Para uma janela de dois dias ( $P=2$ ), por exemplo, teríamos que

$$\Delta r_{ijR(2)} = 1/2 \left( \frac{r_{ijR+1} L_{ijR+1} + r_{ijR+2} L_{ijR+2}}{L_{ijR+1} + L_{ijR+2}} \right) - 1/2 \left( \frac{r_{ijR-1} L_{ijR-1} + r_{ijR-2} L_{ijR-2}}{L_{ijR-1} + L_{ijR-2}} \right).$$

Na seção seguinte apresentamos os resultados da análise de evento para a janela centrada de dois dias, por modalidade.

### 3.3.2. Resultados

A Tabela 4 a seguir apresenta as estimativas para intervalo de dois dias. De maneira geral, os resultados reforçam as conclusões das regressões em séries de tempo dos dados. O coeficiente de interesse ainda é o termo de interação de  $\Delta Selic(t)$  com a variável *dummy* que assume valor um quando  $\Delta Selic(t) < 0$ .

As modalidades de cheque especial e cartão de crédito são as que apresentam maior coeficiente de *pass-through*<sup>37</sup>. Para ambas, o coeficiente que

<sup>37</sup> Conforme se destacou anteriormente, a taxa Selic efetiva de curto prazo é muito mais relevante como custo de fundos para essas modalidades, uma vez que hipóteses sobre o comportamento futuro da taxa básica de juros perdem importância devido ao prazo curto do contrato médio (inferior a 45 dias).

mede a assimetria é negativo, apontando para uma maior rigidez das taxas de juros em estados da natureza onde há queda da taxa Selic. A estimativa pontual para cartão de crédito é negativa e significativa apenas marginalmente a 10%. Contudo, não podemos rejeitar a hipótese de que o coeficiente de repasse na baixa [c] é estatisticamente igual a zero.

Tabela 4: Análise de Evento OLS por modalidade. Janela 2 dias

OLS	I	II	III	IV	V
Var.dep. $\Delta$ juros(ijR) [janela2dias]	Cheque Especial	Credito Direto Consumidor	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito
1[ $\Delta$ selic(t)<0]	0.816 (0.224)**	0.266 (0.34)	0.133 (0.10)	0.148 (0.38)	1.26 (0.96)
[A] $\Delta$ selic(t)	0.949 (0.175)**	0.542 (0.269)*	0.116 (0.11)	0.135 (0.23)	1.441 (0.813)+
[B] $\Delta$ Selic(t)*1[ $\Delta$ selic<0]	-0.765 (0.296)*	-0.793 (0.349)*	-0.119 (0.13)	-0.21 (0.31)	-1.743 (0.926)+
[C]=[A]+[B]	0.184 (0.18)	-0.251 (0.22)	-0.003 (0.07)	-0.075 (0.20)	-0.302 (0.48)
Constant	1.628 (0.254)**	-0.316 (0.33)	-0.064 (0.09)	-0.146 (0.27)	1.235 (0.74)
Observations	1097	2176	1098	884	421
R-squared	0.02	0	0	0	0.01

obs. Estimado por OLS.  $\Delta$ selic(R) é variação na meta-selic. Inclui apenas reuniões onde  $\Delta$ selic(R) > 0.  $\Delta$ juros(ijR) é a variação do juros cobrado pelo banco i na modalidade j na reunião R do COPOM. Janela 2 dias (média ponderada dos P dias após início da data de vigência, e dos P dias anteriores, contando a partir da data da reunião). [C]coeficiente de pass-through quando  $\Delta$ selic(R) é negativo. Entra parênteses, estatística do teste de Wald H0: [C]=0. e(ijt) permite agrupamento em clusters com heterogeneidade da variância na dimensão crosssection (entre grupos) e correlação serial (dentro do mesmo grupo). Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%.

Para as outras modalidades, apenas a de crédito direto ao consumidor (CDC) apresenta coeficiente de repasse significativo. Ressaltamos que o resultado difere da seção anterior, onde o coeficiente  $\alpha_3$  não era estatisticamente significativo quando incluíamos todos os controles. A variação de curto prazo parece não afetar as taxas tanto de crédito automotivo quanto de crédito para aquisição de outros bens. É possível que, graças ao prazo mais longo, variações contemporâneas no custo de fundos sejam menos relevantes do que a expectativa sobre variações futuras da taxa Selic para essas modalidades. Para ambas as modalidades é comum a atuação de agentes para as quais a oferta do produto de crédito faz parte de uma venda casada de um outro bem durável. Esse é o caso dos bancos das montadoras automotivas, ou de financeiras que oferecem crediário conjunto a compra de um determinado eletrodoméstico. Eles podem se mostrar pouco sensíveis a variações de curto prazo no custo de captação já que a lógica da oferta de crédito é distinta.

A hipótese de identificação é tão mais robusta quanto menor é o intervalo de tempo considerado para calcular a variação da taxa antes e após a reunião. Com um curto intervalo, identificamos claramente o sinal esperado sobre as taxas de juros, dada uma variação na taxa básica, e aumentamos a probabilidade de não ocorrência de outros choques simultâneos à variação no custo de captação. Ademais, se a hipótese estiver correta, é de se esperar que o coeficiente de *pass-through* da taxa Selic perca relevância estatística e econômica à medida que avançamos alguns dias após a reunião, uma vez que aumenta a probabilidade de ocorrência de outros choques tanto de oferta quanto de demanda. No apêndice apresentamos as estimativas por OLS para intervalos (janelas) superiores a dois dias apenas para as modalidades onde o repasse e a assimetria são relevantes (cheque especial, cartão de crédito e CDC) como forma de analisar a robustez dos resultados apresentados.

De maneira geral, o coeficiente referente à variação da taxa Selic perde tanto relevância econômica quanto significância à medida que caminhamos de uma janela curta, de dois dias, para janelas maiores. O coeficiente relacionado a assimetria também perde significância chegando inclusive a mudar de sinal para janelas superiores a seis dias.

Tome por exemplo a modalidade de cheque especial, na Tabela 17 do apêndice. O coeficiente de *pass-through* é 0.95 para o intervalo de dois dias, apontando para um repasse quase que completo. Se caminhamos apenas um dia, vê-se que o coeficiente cai para apenas 0.33, ou um terço do impacto, significativo a 1%. A assimetria, por sua vez, troca de sinal e perde significância. Para a janela de cinco dias temos que o coeficiente de *pass-through* se torna negativo! Já para modalidade de CDC, na Tabela 19 do apêndice, o coeficiente se reduz gradualmente a medida que aumentamos a janela sem perder significância estatística, enquanto o coeficiente que mede a assimetria continua negativo e significativo a 10% para as janelas 3 e 4 dias.

A ocorrência simultânea da perda de relevância econômica do coeficiente de repasse e de seu sinal se tornar economicamente absurdo aumenta a probabilidade de que o intervalo mais correto para se analisar o impacto de variações na taxa Selic sobre as taxas de juros bancárias é a mais curta possível.

## 4 Estimação Estrutural

### 4.1. Dificuldades Práticas da Estimação e da Interpretação dos Resultados em Forma Reduzida

A seção 1 documentou a existência de uma rigidez maior das taxas de juros em estados da natureza onde há uma queda nos custos de captação medidos pela taxa Selic.

Caso o resultado apontasse para uma rigidez para cima das taxas de juros, haveria evidência indireta favorável ao modelo comportamental de competição em preços e seleção adversa *a la* Stiglitz e Weiss. As estimativas apontaram, contudo, para uma forte rigidez para baixo das taxas de juros. Essa evidência não é suficiente para rejeitarmos a hipótese comportamental acima a favor do modelo com seleção adversa *a la* Ausubel. Isso ocorre pois existem teorias alternativas que também geram o mesmo fenômeno empírico de rigidez para baixo no repasse de um custo marginal para um preço. Artigos como Borenstein *et.al* (1995) argumentam que esse efeito também é racionalizável a partir uma conduta pouco competitiva.

É possível, a princípio, contornar essa limitação sem nos afastarmos do arcabouço em forma reduzida. Poderíamos seguir a estratégia empírica adotada em Mello e Novaes (2003), por exemplo. Os autores estimam diretamente o efeito causal de mudanças nas taxas de juros sobre os níveis observados de *default* para a modalidade de cheque especial no Brasil, levando em conta a simultaneidade entre as variáveis<sup>38</sup>. Se o coeficiente estimado for positivo (negativo), isto é, aumentos nas taxas de juros implicam aumentos (diminuições) nas taxas futuras observadas de *default*, haveria evidência a favor da predominância do efeito de seleção de Stiglitz e Weiss (Ausubel). Ocorre que existem problemas de se aplicar

---

<sup>38</sup> A existência de simultaneidade entre as taxas de default e de juros decorre diretamente da existência de problemas de seleção adversa no mercado de crédito. Ao determinar as taxas de juros hoje, os bancos internalizam o efeito sobre o perfil de risco do tomador potencial de crédito e sobre a inadimplência futura.

essa abordagem direta para outras modalidades de crédito pessoa física. Infelizmente, eles surgem apenas devido às limitações dos dados utilizados no presente artigo.

Como a variável disponível de *default* no presente artigo é de estoque, precisa-se levar em conta quando o crédito concedido em período ( $t$ ) a taxa de juros  $r_{ijt}$  “entra” potencialmente no estoque de *default*. A princípio esse fato não seria problemático se a variância do prazo do estoque de crédito de um banco  $i$  na modalidade  $j$  em questão fosse pequena, como é o caso do cheque especial, analisado por Mello e Novaes (2003)<sup>39</sup>. Contudo, para outras modalidades, como crédito automotivo e crédito direto ao consumidor, a variância do prazo do estoque de crédito é muito alta.

Contudo, mesmo que pudéssemos testar diretamente a causalidade juros *default* de forma satisfatória para as modalidades cuja variância do prazo fosse alta, ainda assim não seríamos capazes de confrontar diretamente as hipóteses comportamentais apresentadas anteriormente. A estimação em forma reduzida não nos permite distinguir entre duas hipóteses comportamentais que geram o mesmo resultado empírico de maior *pass-through* Selic juros em momentos nos quais há uma alta na taxa básica. E é exatamente nesse ponto que pensamos ser possível contribuir com respostas adicionais àquelas obtidas anteriormente na literatura a partir do arcabouço de um modelo estrutural.

A estimação em forma estrutural permite potencialmente inferir como uma mudança no ambiente econômico pode afetar os resultados de equilíbrio, comparando o poder “preditivo” de duas teorias concorrentes, isto é, a capacidade do modelo de se ajustar aos dados observados<sup>40</sup>. A partir da estimação de uma

---

<sup>39</sup> Como a modalidade de cheque especial apresenta prazo mais ou menos constante entre vinte e trinta dias, é alta a probabilidade de que empréstimos originados em  $t$  e que entrem em default seja incluídos no estoque inadimplente em  $t+2$ , já que a definição de estoque inadimplente é a de empréstimos com atraso superior a 30 dias e inferior a 90 dias. Os autores se utilizam desse fato para argumentar que as taxas de juros em  $t$  e  $t-1$  são instrumentos válidos para a taxa de juros em  $t-2$ . O ponto central, que garante a correta especificação do modelo é a alta probabilidade de que seja efetivamente a taxa em  $(t-2)$  que impacta, via efeito seleção, estoque de default em  $(t)$ .

<sup>40</sup> Reiss e Wolak (2003) resumem de forma clara as razões mais gerais para se estimar um modelo estrutural. Uma razão muito importante é inferir como seria funcionamento de um mercado específico caso mudássemos apenas algum elemento da estática comparativa. Sem os parâmetros dito estruturais, elasticidades de demanda, custos estimado, não seríamos capazes de extrapolar a análise. Segundo os autores: “We could use flexible density estimation technique to estimate the joint density of  $g(q_i, c_i)$  in monopoly markets. However, because the flexible methods do not provide estimates of the underlying economic parameters, they do not allow us to calculate how the density would change in markets for which we do not have the data, such as duopoly”

equação de oferta para cada hipótese comportamental, podemos testar qual dos dois modelos se ajusta melhor aos dados observados de taxas de juros e quantidades ofertadas de crédito.

O primeiro modelo supõe que os bancos competem em preço, com cada banco maximizando seu lucro tomando como dadas os preços e quantidades dos demais concorrentes. A seleção adversa é modelada a partir do efeito que mudanças nas taxas de juros geram sobre o custo do banco. A função custo englobará um termo que corresponde aos custos operacionais de ofertar crédito e um termo adicional. Incluído de forma *ad hoc*, ele busca captar o custo com créditos inadimplentes, sendo função da taxa de juros. Isso leva o banco a internalizar esse efeito de primeira ordem sobre o custo ao maximizar seu lucro.

No segundo modelo, a hipótese é que os bancos agem de forma a maximizar o lucro conjunto de curto prazo, num mundo onde não existem problemas de seleção. A maximização conjunta os leva a considerar o efeito de mudanças de taxas de juros sobre a quantidade total do mercado, internalizando as elasticidades cruzadas.

A estimação estrutural, contudo, não está livre de suas limitações. De modo a recuperar os parâmetros populacionais, precisaremos impor estrutura no modelo. E a estimação será sempre condicional a essa estrutura hipotética, não testável diretamente. No nosso modelo, as hipóteses sobre a maneira pela qual escolhemos modelar o efeito seleção, ou ainda a forma funcional utilizada, *ad hoc*. Dessa forma, quaisquer conclusões sobre a abertura do mercado estão fortemente condicionadas a essa estrutura<sup>41</sup>. Ademais, não podemos concluir nada acerca do modelo comportamental “verdadeiro”. No caso avaliamos o poder preditivo de uma hipótese versus a outra. É altamente factível que o modelo correto seja um terceiro, não especificado. Deve-se ter sempre em mente essa forte limitação.

---

<sup>41</sup> Reis e Wolak (2003) reforçam essa questão: “It is important to emphasize these comparisons do not provide unambiguous tests of the underlying economic theories (...) these comparisons are always predicated on untestable assumptions that are not part of the theory. Thus the only sense in which one can “test” two theories is to ask whether one of these ways of combining the same economic and stochastic primitives provides a markedly better description of observed or out-of-sample data. And because we cannot test economic models independent of functional form assumptions, it is important to recognize that structural parameter estimates can be very sensitive to these assumptions.”

## 4.2. O Modelo

Essa seção se divide em duas partes. Primeiro apresentamos de forma bem sucinta as hipóteses utilizadas para modelar a demanda, dentro do universo de modelos de escolha discreta.

A segunda parte apresenta as equações de oferta tanto sob a hipótese de que os bancos competem a la Bertrand Nash no mercado de crédito, quanto sob a hipótese de que maximizam lucro de forma conjunta.

### 4.2.1. O Lado da Demanda

Essa seção apresenta de forma breve o modelo de demanda utilizado no presente artigo. De forma sucinta, estimamos a demanda em um primeiro estágio apenas para recuperar o parâmetro comportamental da elasticidade da demanda, que no nosso modelo irá entrar diretamente na equação de oferta dos bancos. A estimação em dois estágios simplifica muito a nossa tarefa. Podemos impor que no segundo estágio, quando estaremos interessados na estimação dos parâmetros de oferta, os parâmetros do primeiro estágio são “conhecidos”. Nosso interesse na demanda é, dessa forma, apenas marginal. Sempre que possível recorreremos às hipóteses mais simplificadoras, como ficará claro a seguir.

A estrutura decisória implícita no modelo é a seguinte: o consumidor decide, em um primeiro momento, o quanto irá tomar de empréstimo. Apenas e num segundo momento ele escolhe o mix de produtos que precisará compor para atingir essa necessidade desejada de financiamento. Não modelamos de forma explícita como ele escolhe o banco no qual irá demandar empréstimo<sup>42</sup>.

O modelo aqui apresentado se baseia nos artigos de Dick (2002) e Alencar, Kanczuk e Nakane (2003), que adapta o primeiro artigo à realidade brasileira, ampliando a análise para outros serviços bancários, como empréstimos. Dick (2002) adapta o *framework* de modelos de escolha discreta para uma indústria de

---

<sup>42</sup> No *framework* do modelo logit-multinomial utilizado para estimar a elasticidade de demanda, o consumidor escolhe o produto  $j$  baseado em características daquele produto e em função de um choque estocástico em sua utilidade que o faz “gostar” mais daquele produto por questões que estão fora do modelo (Reis e Wolak, 2003; Nevo, 2000).

serviços, tal como é a bancária. Segundo a autora, esse arcabouço permite explorar a dimensão empírica da diferenciação de produtos e contorna o problema da dimensionalidade<sup>43</sup>.

A utilidade de consumir um determinado serviço bancário é definida não na dimensão da cesta de bens disponíveis, mas sim de características dos indivíduos e dos produtos. Supondo que a utilidade assume o formato linear<sup>44</sup>, podemos escrever a utilidade que o consumidor  $i$  deriva da escolha do bem  $j$  como:

$$u_{ij} = R - \alpha_j r_j + X_j \beta + \xi_j + \omega_{ij} \quad (3)$$

$R$  é o retorno derivado do empréstimo. O termo  $r_j$  é a taxa de juros e  $\alpha_j$  representa a desutilidade da taxa de juros para o produto  $j$ <sup>45</sup>. As firmas e os consumidores observam todas as características dos produtos. O econométrico não. Dessa forma, chamamos  $X$  o vetor de características observadas dos produtos e  $\xi_j$  as não observadas do produto. Os parâmetros a serem estimados são  $(\alpha, \beta)$ . Por sua vez,  $\omega_{ij}$  capta toda a heterogeneidade dos indivíduos (é o único termo em (3) que varia na dimensão  $i$ ). Essa especificação é a mais simples, uma vez que toda a heterogeneidade entre os consumidores na dimensão do gosto pelo produto  $j$  é capturada pelo termo estocástico não observado  $\omega_{ij}$ <sup>46</sup>.

<sup>43</sup> A principal questão levantada pela estimação de demanda por produtos diferenciados na literatura seminal de OI era uma questão de dimensionalidade. Dick (2002) argumenta ainda que no *framework* de escolha discreta, como os consumidores são dotados por preferências pelas características dos produtos, reduz-se de forma significativa o universo de parâmetros a serem estimados. Para a indústria bancária esse fato é ainda mais relevante, uma vez que existem poucas características vis a vis o número de bancos.

<sup>44</sup> É importante ressaltar que essa especificação possui hipóteses implícitas. Essa utilidade indireta pode ser derivada de uma função de utilidade quase-linear, impondo não existência de efeito renda. Para mercados como o de cereais matinais ela pode fazer sentido. Para o mercado bancário, precisa-se levar em conta essa potencial limitação (Nevo, 2000)

<sup>45</sup> Em princípio, poderíamos estimar um  $\alpha_j$  para cada produto, mas nos defrontaríamos novamente no problema da dimensionalidade. No nosso modelo iremos impor a seguinte restrição:

$$\alpha_j = \alpha_M, \forall j \in M, \text{ onde } M \text{ é a modalidade de crédito.}$$

<sup>46</sup> É possível impor maior estrutura na heterogeneidade, introduzindo interações entre características observadas dos indivíduos e características do produto. Nevo (2000) apresenta de forma clara as principais hipóteses e ganhos de se estimar um modelo de Logit com coeficientes aleatórios. Essa metodologia relaxa a hipótese restritiva segundo a qual o modelo de Logit tradicional modela a heterogeneidade entre os consumidores, incluindo explicitamente variáveis para mensurar heterogeneidade.

O consumidor  $i$  escolhe o produto  $j$  que maximiza a utilidade do consumo, isto é  $i$  escolhe  $j$  se e só se  $u_{ij}(R_i, r_j, X_j, \xi_j, \omega_{ij}) \geq u_{ik}(R_i, r_k, X_k, \xi_k, \omega_{ik}) \forall k \in K$ , onde  $K$  é o conjunto de Bens disponíveis. A partir da condição acima, define-se o conjunto  $A$  de todos os indivíduos que satisfazem essa condição para o produto  $j$ :

$$A_j = [U(r_j, X_j, \xi_j, \omega_{ij}, \alpha_M) \geq U(R_i, r_k, X_k, \xi_k, \omega_{ik}, \alpha_k) \forall k \in K] \quad (4)$$

A demanda agregada é obtida somando os indivíduos que satisfazem essa condição de forma a se obter o total de bens  $j$  consumidos, isto é, o *market share* do bem  $j$ .

$$s_j(r_j, X_j, \xi_j, \alpha_j, \beta) = \int_{A_j} f(\omega_{ij}) d\omega \quad (5)$$

A hipótese que costuma se adotar de forma a resolver (5) de forma explícita, sem recorrer a métodos numéricos, é supor que o choque que capta a heterogeneidade ( $\omega_{ij}$ ) é i.i.d e segue uma distribuição de valore extremo tipo I. Esse é o modelo tradicional Logit Multinomial<sup>47</sup>. A solução fechada assume:

$$s_j = \frac{\exp(X_j \beta - \alpha_j r_j + \xi_j)}{\sum_{k=0}^K \exp(X_k \beta - \alpha_k r_k + \xi_k)} \quad (6)$$

Ao estimar (6) é preciso levar em conta que os bancos observam  $\xi_j$  na hora de fixar as taxas de juros. Dessa forma, o erro da regressão é correlacionado com a variável de escolha taxa de juros. Para estimar a demanda de forma consistente será preciso utilizar algum instrumento para taxa de juros.

A estimação da demanda fornece, em última instância, as elasticidades preço para a estimação das equações de oferta. De (7) obtém-se as elasticidades:

---

<sup>47</sup> Essa hipótese impõe implicitamente um padrão tanto para a própria elasticidade preço da demanda quanto das elasticidades cruzadas entre um bem e seus concorrentes que depende diretamente dos market-shares (Reiss e Wolak, 2003). Como as elasticidades entram diretamente nas equações de oferta dos bancos, os testes, especialmente a parte do artigo que visa comparar a hipótese comportamental de Bertrand-Nash vis a vis a hipótese de maximização conjunta dos lucros, podem estar fortemente enviesados pelo padrão de substituição imposto. Ver também Nevo (2000) para uma discussão mais atenta sobre essa questão.

$$\eta_{jk} = \frac{\partial s_j}{\partial r_k} \frac{r_k}{s_j} = \begin{cases} -\alpha_j r_j (1 - s_j), & se(j = k) \\ \alpha_j r_k s_k, & c.c. \end{cases} \quad (8)$$

Para simplificar a estimativa, introduz-se ainda a chamada opção de fora, ou um bem cuja utilidade é normalizada para zero. Assim escreve-se a demanda pelo bem  $j$  como uma função apenas das características do bem  $j$  e a participação de mercado do “bem de fora”

$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = X_j \beta - \alpha_j r_j + \xi_j \quad (9)$$

O cálculo do *market-share* observado considera todo o mercado de crédito pessoa física utilizado no presente estudo (cheque especial, CDC, Autos, Bens Outros e cartão de crédito). Soma-se, dessa forma, o volume do estoque de crédito por banco por modalidade e obtém-se o estoque total (em valor) para as modalidades em questão. Para calcular o tamanho potencial do mercado de crédito para pessoa física, de modo a obter o *market share* da opção de fora, utilizamos o crescimento efetivo do crédito total (que inclui o crédito livre, direcionado, pré e pós fixado) para pessoa física do ano seguinte como uma aproximação da demanda latente (não realizada) do ano anterior.

Com as estimativas em primeiro estágio de  $\alpha$  por modalidade de crédito, passamos ao segundo estágio, que estima a oferta de crédito por máxima verossimilhança.

#### 4.2.2.

#### **Oferta: Bertrand-Nash com Seleção Adversa**

O modelo aqui apresentado difere de Alencar et.al.(2003) apenas no termo incluído de forma *ad hoc* para tentar capturar o efeito seleção no mercado de crédito de outras especificações utilizadas para estimar a conduta no mercado de crédito supondo que a variável estratégica é o preço.

A definição de Banco Comercial segue Dick (2002):

“A commercial bank is a business that accepts deposits of money subject to withdrawal on demand or at the end of a specified period and employs that money

primarily to grant credit, among other activities such as buying and selling negotiable instruments. A commercial bank is therefore a multiproduct firm.”

Seja  $N$  o banco atuando no mercado nacional. Além da dimensão multi-produto depósitos versus crédito,  $N$  pode atuar em mais de uma modalidade de crédito. O lucro, sujeito a uma restrição de balanço, assume a forma:

$$\pi_N = \left[ \sum_{j \in N} r_j L_j \right] + r_{cf} B_N - r^D D_N - C(L_{1N}, \dots, L_{jN}, D_N, Default_N) \quad (10)$$

$$S.A: B_N + \sum_{j \in N} L_{jN} + \rho D_N = D_N$$

De acordo com (10), o lucro do banco  $N$  é a soma do lucro com empréstimos dos  $j$  produtos de crédito ofertados ( $L_j$ ), mais o lucro com o rendimento dos títulos ( $r_{cf} B_N$ ), menos o quanto ele paga como custo de captação pelos depósitos,  $r^D D_N$ , menos o custo operacional,  $C(L_{1N}, \dots, L_{jN}, D_N, default_N)$  que depende do *default* da carteira de crédito.

O banco  $N$  maximiza seu lucro sujeito a uma restrição de balanço, segundo a qual o passivo, os depósitos ( $D$ ), deve igualar os ativos em carteira, os títulos ( $B$ ), os empréstimos ( $L$ ), mais uma reserva compulsória, função dos depósitos (compulsório,  $\rho D$ )<sup>48</sup>.

Substituindo a restrição, simplifica-se a função lucro do banco  $N$  para:

$$\pi_N = \left[ \sum_{j \in N} (r_j - r_{cf}) L_j \right] + (r_{cf} (1 - \rho) - r^D) D_N - C(L_{1N}, \dots, L_{jN}, D_N, default_N) \quad (11)$$

O efeito seleção entra na função custo do banco via o termo de *default*. Uma hipótese adicional que será feita é a de que os custos operacionais de empréstimo e de depósitos são aditivamente separáveis, isto é, o custo operacional marginal de emprestar uma unidade adicional não depende do volume de depósitos ( $D$ ).<sup>49</sup>

<sup>48</sup> Modelo similar ao encontrado em Vives e Xavier (2004). A diferença em relação ao modelo tradicional de microeconomia bancária reside apenas na variável de escolha, que no caso é o preço do empréstimo.

<sup>49</sup> Hipótese tradicionalmente utilizada para analisar separadamente a estática comparativa no mercado de crédito e de depósitos. Para maiores detalhes consultar Vives e Xavier (2004).

Com a separação dos custos, podemos tratar individualmente o problema de maximização do banco no mercado de crédito e de depósitos.

Vamos impor que o custo marginal do empréstimo é constante entre os bancos para todos os bens ofertados na mesma modalidade. Precisamos, também, impor alguma estrutura no termo de *default*. Vamos supor que o custo de *default* é o volume emprestado em carteira vezes o *default* médio da carteira, que por sua vez depende linearmente das taxas de juros e de outras variáveis não observadas. Para um produto  $j$  ofertado pelo banco  $N$ , o custo de ofertar  $j$  é dado por:

$$C_j = L_j(r_j)\gamma_m + L_j(r_j)def_j(r_j, Z) \quad (12)$$

$$\text{Onde } \frac{\partial def_j(r_j, Z)}{\partial r_j} = \delta_m; \frac{\partial^2 def(r_j, Z)}{\partial (r_j)^2} = 0; \frac{\partial^2 def(r_j, Z)}{\partial (r_j)\partial Z} = 0, \forall Z$$

O custo marginal do banco  $N$  ofertando o produto  $j$  na modalidade  $m$  é linear e igual a  $\gamma_m$ .  $F$  é o custo fixo para se operar na modalidade  $m$ . O *default* médio da carteira varia em função das taxas de juros de acordo com o parâmetro  $\delta_m$ , que supomos também ser igual para todos os bancos atuando na mesma modalidade. Ele depende também de outras variáveis  $Z$ . A intuição dessa forma funcional é o custo contábil de perda do empréstimo, não o custo de oportunidade<sup>50</sup>.

Nosso coeficiente de maior interesse é  $\delta_m$ <sup>51</sup>. O sinal desse parâmetro captura no modelo o sinal do efeito seleção. Se ele for negativo, por exemplo, aumentos nas taxas de juros estão associados em equilíbrio com reduções nos níveis médios de *default*, de acordo com o modelo de Ausubel (1991).

Para chegar a CPO ainda é preciso modelar o comportamento do banco oferta mais de um produto  $j$ . Potencialmente, é possível que o banco reconheça sua característica multi-produto e internalize o efeito entre produtos de variações nas taxas de juros. Dois são os extremos dessa potencial canibalização. Podemos

<sup>50</sup> Para considerar o custo de oportunidade teríamos que multiplicar o *default* pela taxa de juros. Para simplificar a estática comparativa, optamos por não incluir esse termo.

<sup>51</sup> Estamos impondo que tanto o custo marginal quanto a sensibilidade default-juros são constantes por modalidade de crédito. Após controlarmos para outras variáveis, estaremos estimando os coeficientes médios de  $C_{mg}$  e seleção por modalidade de crédito.

supor que ela é zero, o que na prática elimina o caráter multi-produto, ou podemos considerar que ela é 100%, ou seja, a derivada cruzada depende apenas dos market-shares relativos (como dependeria se estivéssemos considerando outro competidor). Hipóteses intermediárias requerem algum grau de arbitrariedade.

Para simplificar as estimativas<sup>52</sup> vamos supor que o banco  $N$  não internaliza o efeito de variações no preço de seu produto  $j$  sobre um outro produto  $k$  de seu *portfolio* de modalidades. Contudo, ao estimar a oferta, levaremos em conta possíveis correlações entre as modalidades, estimando as CPO conjuntamente para o banco multi-produto<sup>53</sup>.

Dessa forma, considerando que o banco  $N$  atuando na modalidade de crédito  $m$  oferta um produto  $j$ , a função lucro e a condição de primeira ordem assumem o seguinte formato, pela equação:

$$\pi_j = (r_j - r_{cf})L_j(r_j) - [L_j(r_j)\gamma_j + L_j(r_j)def_j(r_j, Z_j)] \quad (13)$$

$$\frac{\partial \pi_j}{\partial r_j} = 0 \Leftrightarrow L_j + (r_j - r_{cf} - \gamma_m - def_j) \frac{\partial L_j}{\partial r_j} - L_j \delta_m = 0$$

Onde  $m$  é a modalidade a qual o produto  $j$  pertence. Redefinindo  $L_j = s_j V$ , ou seja, o volume de empréstimo é o *share* vezes o tamanho do mercado ( $V$ ) e recuperando da equação (8) a elasticidade da demanda, reescreve-se a CPO:

$$CPO: (r_j - r_{cf} - \gamma_m - def_j)V(-\alpha_m s_j(1 - s_j)) + L_j(1 - \delta_m) = 0 \quad (14)$$

A equação (14) é a condição de primeira ordem do produto  $j$ , isto é, do banco  $N$  atuando na modalidade  $m$ . Se o banco  $N$  atua em três modalidades, deve-se resolver o problema de forma simultânea, ou seja, devem valer as três CPOs ao mesmo tempo, para  $j=(1,2,3)$ .

<sup>52</sup> A simplificação imposta visa subretudo a estimação sob a hipótese comportamental de cartel. Se existe canibalização, o banco monopolista precisa internalizar não só os efeitos cruzados dentro de uma mesma modalidade, mas também o efeito intra-modalidades.

<sup>53</sup> Na seção seguinte, ao apresentar o modelo e as hipóteses sobre a distribuição dos choques, ficará mais clara essa correlação.

### 4.2.3.

#### Oferta: A solução de Cartel

Na alocação de cartel, os bancos maximizam o lucro de forma conjunta, isto é, não tomando mais as taxas de juros e o volume de empréstimos dos concorrentes como dados em equilíbrio.

O banco hipotético maximiza a função objetivo abaixo:

$$\max_{r_1, \dots, r_j} : \Pi = \sum_{j=1}^J \pi_j (L_j, L_{-j}, r_j, r_{-j}, def_j; \delta_m, \gamma_m)$$

A condição de primeira ordem para o banco  $N$  ofertando o produto  $j$  requer:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial r_j} (\Pi) = 0 \Leftrightarrow \underbrace{\frac{\partial}{\partial r_j} (\pi_j)}_A + \underbrace{\frac{\partial}{\partial r_j} \left( \sum_{k \neq j} \pi_k (L_k(r_j)) \right)}_B = 0 \quad (15)$$

A equação (15) acima é similar a equação da CPO de maximização em Bertrand-Nash (A) mais um termo de somatório (B), que depende das derivadas das taxas de lucro dos outros bancos que ofertam os  $k$  outros produtos em relação à taxa de juros cobrada por  $j$ <sup>54</sup>. Porém, vamos supor que no modelo comportamental o termo (A) não possui efeito seleção, isto é, temos que para o modelo de cartel,  $def'_j = 0, \forall j$  e  $\delta'_m = 0, \forall m$ .

A equação (15) simplifica para:

$$A = (r_j - r_{cf} - \gamma_m) V (-\alpha_m s_j (1 - s_j)) + L_j$$

$$B = \sum_{k \neq j} \left[ \frac{\partial}{\partial r_j} (\pi_k) \right] = \sum_{k \neq j} \left[ (r_k - r_{cf} - \gamma_k) \frac{\partial L_k}{\partial r_j} \right]$$

De (8) temos que  $\frac{\partial L_k}{\partial r_j} = V \frac{\partial s_k}{\partial r_j} = V \alpha_m s_k s_j$ , de modo que a CPO

assume, simplificando e colocando  $V s_j$  em evidência:

<sup>54</sup> Em um equilíbrio de Nash a firma  $j$  toma os preços das  $k$  outras firmas, logo as quantidades, como dadas.

$$CPO_{cartel} = (r_j - r_{cf} - \gamma_m) \alpha_m (1 - s_j) - 1 - \sum_{k \neq j} [(r_k - r_{cf} - \gamma_m) \alpha_m s_k] = 0 \quad (16)$$

A equação (16) se refere ao produto  $j$ . Dessa forma, temos  $K$  condições de primeira ordem que devem valer simultaneamente no caso de maximização conjunta.

### 4.3.

#### Modelo Empírico: Hipóteses sobre a função Verossimilhança

No primeiro estágio, obtemos partir de (9) as estimativas em primeiro estágio de  $\alpha$ , único parâmetro da demanda que entra na curva de oferta. Estimamos a equação individualmente por modalidade, considerando que a taxa de juros é endógena. Isso ocorre, pois o termo de erro  $\xi_j$  é potencialmente correlacionado com a taxa de juros  $r_j$ , já que o banco observa as características do bem  $j$  ao escolher seu preço (Alencar et.al, 2003).

Para estimar a demanda, utilizamos um estimador de mínimos quadrados em dois estágios. Como variável instrumental para as taxas de juros de empréstimo, utilizamos a taxa Selic anualizada efetiva. Como controles de demanda, utilizamos as variáveis macroeconômicas da seção de regressões em forma reduzida (produção industrial, inflação, taxa de desemprego).

Num segundo estágio, estimamos as equações de oferta por Máxima Verossimilhança, de modo a recuperar os parâmetros de custo marginal e do efeito seleção e obter as log-verossimilhanças que serão utilizadas posteriormente para comparar o desempenho relativo dos dois modelos.

A base de dados utilizada é a mesma da seção dos resultados em forma reduzida, incluindo todas as modalidades anteriormente consideradas estão incluídas (cheque especial, CDC, automotivo, outros e cartão de crédito). Existe apenas uma pequena modificação. Um banco será nessa seção um conglomerado ao invés de um CNPJ como na seção anterior.

A agregação no conglomerado visa reduzir o número de meses onde um banco  $N$  não oferta em uma modalidade da qual participa recorrentemente. Nas estimativas consideramos que o processo que define qual banco atua em qual

modalidade em determinado mês é não estocástico. Dessa forma, a ocorrência de um banco que atua em todas as modalidades, mas, por algum motivo particular, não atuou em determinada modalidade em um determinado mês, é considerada como um evento exógeno e determinístico.

O termo estocástico de nosso modelo é um choque na CPO de um banco  $N$  ofertando um produto  $j$  na modalidade  $m$ . Dessa forma temos, no caso de Bertrand-Nash (o caso de Cartel é diretamente análogo), para o banco ofertando o produto  $j$  no tempo  $t$  a CPO simplificada:

$$\left(r_{jt} - r_{cf,t} - def_{jt}\right) \alpha_m s_{jt} (1 - s_{jt}) - s_{jt} = \gamma_m \alpha_m s_{jt} (1 - s_{jt}) - \delta_m s_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (17)$$

Para que o termo do lado esquerdo seja observável, bem como o termo que multiplica  $\gamma_m$  (CMg), utilizamos as estimativas de demanda obtidas num primeiro estágio  $(\alpha_1, \dots, \alpha_m)$ . Também precisamos de uma variável para o *default*. Para construir a essa variável de *default*, precisamos levar em conta dimensão temporal do efeito seleção. Isto é, variações da taxa de juros em  $t$  afetam nossa variável de *default* somente  $\tilde{t}$  períodos à frente, e não o *default* em  $t$ . Dessa forma utilizaremos o *default* como na seção 3, efetivo observado em estoque. A dimensão  $T$  é definida, com todas as limitações envolvendo esse processo, a partir do prazo da observação. Calculamos o prazo médio da modalidade no período  $t$  e utilizamos o *default* efetivo avançando o prazo o número de meses correspondente ao prazo médio (arredondando para cima).

Coletando os termos dos coeficientes de interesse e chamando de  $y_{jt} = \left(r_{jt} - r_t - def_{jt}\right) \alpha_m (1 - s_{jt}) - s_{jt}$  e  $w_{jt} = \alpha_m s_{jt} (1 - s_{jt})$ , a CPO do banco  $N$  ofertando o produto  $j$  no tempo  $t$  assume o formato:

$$y_{jt} = \gamma_m w_{jt} - \delta_m s_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (18)$$

O termo de erro aditivo pode ser interpretado como um choque de oferta com média zero e variância a ser estimada. Modelamos o choque de oferta de modo a permitir uma correlação entre as modalidades nas quais o banco  $N$  atua no

mês  $t$ . Dessa forma, vamos supor que  $\varepsilon_{jt}$  segue  $Normal\left(E\left(y_{jt} - \gamma_m w_{jt} + \delta_m s_{jt}\right), \Sigma\right)$ , sendo  $\Sigma$  a matriz de variância covariância de uma distribuição normal multivariada de dimensão igual a  $m$  (número de modalidades onde o  $N$  atuou em determinado mês).

Para um banco  $N$  que atue em duas modalidades no tempo  $t$  (por exemplo, cheque especial e cartão de crédito), ou seja, que oferta dois produtos no tempo  $t$ , a distribuição condicional de  $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$  assume em formato matricial, a partir da CPO:

$$Y_t + \Delta S_t - \Gamma W_t + \Omega \text{controles} = e_t \quad (19)$$

Onde:

$$Y_t = \begin{pmatrix} (r_{1t} - r_{cf,t} - def_{1t}) \hat{\alpha}_1 s_{1t} (1 - s_{1t}) - s_{1t} \\ (r_{2t} - r_{cf,t} - def_{2t}) \hat{\alpha}_2 s_{2t} (1 - s_{2t}) - s_{2t} \end{pmatrix}; e = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

$$W_t = \begin{pmatrix} \hat{\alpha}_2 s_{1t} (1 - s_{1t}) \\ \hat{\alpha}_2 s_{2t} (1 - s_{2t}) \end{pmatrix}; S_t = \begin{pmatrix} s_{1t} \\ s_{2t} \end{pmatrix}$$

$$\Delta = \begin{pmatrix} \delta_1 & 0 \\ 0 & \delta_2 \end{pmatrix}, \Gamma = \begin{pmatrix} \gamma_1 & 0 \\ 0 & \gamma_2 \end{pmatrix}$$

*Controles* é um vetor de variáveis que deslocam a oferta e visa controlar para uma heterogeneidade entre os bancos. Estão em linha com a seção de estimação em forma reduzida, incluindo dummies de sazonalidade, dummies de ano, ativo total do banco, prazo, liquidez e número de bancos no conglomerado.

Como observamos a distribuição conjunta dos choques de oferta para todos os  $j$  produtos e  $t$  períodos distintos, precisamos impor ainda alguma estrutura para obter uma função de verossimilhança. A hipótese feita para estimar por máxima verossimilhança é a de que os choques de oferta são i.i.d no tempo. Dessa forma simplificamos a verossimilhança para:

$$f(e_1, e_2, \dots, e_T) = \prod_{t=1}^T f(e_t), \text{ onde } e_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{jt}).$$

Ocorre que para cada produto  $j$ , temos um banco ofertante que pode atuar em mais de uma modalidade. Dessa forma, se  $n$  é o banco e  $m_n$  é o número de modalidades onde o banco  $n$  atua, temos que:  $e_t = (\varepsilon_{11t}, \dots, \varepsilon_{1m_1t}, \dots, \varepsilon_{n1t}, \dots, \varepsilon_{nm_nt})$ , isto é cada banco estará sujeito a uma distribuição condicional de choques de oferta distinta a cada período, dependendo de em quantas modalidades ele atua naquele período. A hipótese adotada aqui é a de que esse processo é não estocástico e que os choques entre bancos, após controlarmos para outras variáveis que entram na equação de oferta, são independentes<sup>55</sup>. Essas hipóteses simplificam a função de verossimilhança para  $f(e) = \prod_{t=1}^T \left\{ \prod_{n=1}^N f(\varepsilon_{n1}, \dots, \varepsilon_{nm_n}) \right\}$ ,

com:

$$f(\varepsilon_{n1}, \dots, \varepsilon_{nm_n}) \sim Normal\left(E(Y_t + \Delta S_t - \Gamma W_t + \Omega \text{controles}), \Sigma_{m_n \times m_n}\right) \quad (20)$$

A maximização da função de verossimilhança foi efetuada no MatLab©. Como as hipóteses sobre a função de verossimilhança não garantem, a princípio, a existência de um máximo global, reportamos as estimativas considerando três valores iniciais utilizados pelo algoritmo. A Tabela 21 no apêndice apresenta essa informação.

---

<sup>55</sup> Ao realizar as estimativas usando a base de dados utilizada na seção de regressões em forma reduzida, percebeu-se que muitos bancos participantes de conglomerados financeiros atuavam de forma não constante em algumas modalidades. Isso era marcante para os bancos de menor porte. Isso geraria potencialmente uma complicação para a hipótese da distribuição dos choques de oferta. Para tentar minimizar esse problema, a estimação estrutural considera uma observação como um par conglomerado-modalidade, ao invés de um par banco-modalidade como na seção anterior. Contudo, mesmo após essa consolidação, ainda existem conglomerados que deixam de atuar em certa modalidade em um determinado ponto no tempo. Não iremos modelar esse processo decisório e vamos supor que ele se dá de forma não estocástica.

## 5 Resultados da Estimação Estrutural

Essa seção está dividida em quatro seções. Na primeira, apresentamos as estimativas para a equação de demanda. Na segunda seção, são apresentados os parâmetros estimados para as equações de oferta, destacando as estimativas por modalidade de crédito do efeito Seleção. Na terceira, apresentamos o resultado do teste de Vuong, que compara as hipóteses comportamentais de Bertrand-Nash e de maximização conjunta de lucros. Na seção quatro, encontram-se tabelas e gráficos das margens de preço custo a partir dos dois modelos, para ilustrar os resultados das estimativas.

### 5.1. Demanda: estimativa das Elasticidades

Conforme mencionado anteriormente, nosso objetivo central não é realizar uma estimativa muito elaborada da demanda por crédito. Contudo, parâmetros não observados da demanda, como a sensibilidade a mudanças nas taxas de juros ( $\alpha$ ), afetam as CPO tanto no caso de Bertrand Nash com seleção adversa quanto no modelo de cartel.

Dessa forma estimamos em um primeiro estágio a demanda por crédito por modalidade de acordo com a equação (9) da seção 4.2.1. No segundo estágio, utilizamos a elasticidade estimada como uma variável observada na estimação por máxima verossimilhança das CPO's

$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = X_j \beta - \alpha_j r_j + \xi_j \quad (9)$$

Na equação acima  $s_j$  é o market share do “produto”  $j$ , isto é, do banco  $n$  atuando na modalidade de crédito  $m$  e  $s_0$  é a participação de mercado da opção de fora.  $r_j$  é a taxa de juros cobrada naquele produto e  $X_j$  é um conjunto de variáveis deslocadoras da demanda por crédito. Utilizamos como controles três

variáveis, a produção industrial como proxy para a atividade (uma vez que o PIB não é observável na frequência mensal), a taxa de inflação como forma de controlar para a taxa real de juros e para condições gerais no mercado de crédito e por fim a taxa de desemprego. Incluímos adicionalmente dummies mensais para controlar para potencial sazonalidade na demanda por crédito e efeitos fixos de ano.

A especificação da demanda utilizada no presente trabalho faz com que o termo do erro em (9) seja correlacionado com a taxa de juros  $r_j$  por construção. Isso ocorre uma vez que o termo  $\xi_j$  tem como um de seus componentes características do produto  $j$  não observáveis pelo econometrista, mas observadas pelos bancos. E essas características são efetivamente consideradas na hora de fixar preços. Dessa forma, o erro da regressão é correlacionado com a variável de escolha taxa de juros, fazendo se necessário a utilização de algum instrumento para taxa de juros.

No presente contexto, o instrumento utilizado para as taxas de juros é a própria taxa de captação dos bancos medida pela taxa Selic. Apesar de ser um instrumento potencialmente fraco, uma vez que varia apenas na dimensão time series dos dados, ele se mostrou altamente significativo nas regressões de primeiro estágio para todas as modalidades, com exceção de cartão de crédito. A taxa Selic é determinada pelo Banco Central de forma razoavelmente exógena aos bancos, logo, não estaria correlacionada com as características não observadas dos produtos de crédito.

Os resultados se encontram **Tabela 5** abaixo. Nela o coeficiente reportado da variável taxa de juros é  $\alpha_j$ . Conforme se pode observar, o coeficiente alfa estimado é positivo para todas as modalidades, logo aumentos na taxa de juros causam uma redução do *market share* do produto  $j$  relativo à opção de fora. O coeficiente é estatisticamente significativo para todas as modalidades com exceção de cartão de crédito. Os resultados para as regressões do primeiro estágio são reportados também.

Note que na equação de demanda, a variável de taxa de juros entra com sinal negativo. Logo o coeficiente esperado para a taxa selic é negativo, isto é, aumentos na Selic causam uma redução na variável endógena, logo, um aumento

na taxa de juros. De fato, em todas as modalidades o sinal do coeficiente é o correto.

Tabela 5: Demanda Resultados das Estimativas

Demanda	$\alpha_j$	Cheque Especial	CDC	Bens:		Cartão
				Automóveis	Bens: Outros	
[- r <sub>j,t</sub> ] - Taxa de juros		0.034 (0.011)**	0.055 (0.024)*	0.079 (0.016)*	0.073 (0.025)**	0.007 0.015
Produção Industrial [t]		-0.067 (0.019)**	-0.059 (0.027)*	-0.077 (0.012)**	-0.075 (0.019)**	-0.052 (0.027)+
Inflação - IPCA [t]		0.10138491	0.17561051	0.31595338	0.08446585	0.0231103
Desemprego [t]		0.087	0.161	(0.098)**	0.111	0.096
		-9.3254057 6.952	6.4275162 11.488	-21.097948 (5.361)**	3.3278105 9.1366099	-23.916457 (7.440)**
Dummies de Mês		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Ano		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N		1381	2885	1857	1566	903

**Regressão 1o Estágio: variável dependente = [ r<sub>j</sub> ] - Taxa de juros**

selic [t]	-1.852618 (0.467)**	-1.16419 (0.409)**	-1.000216 (0.103)**	-0.9723156 (0.234)**	-1.48387 1.045872
-----------	------------------------	-----------------------	------------------------	-------------------------	----------------------

Obs: Inclui todas as modalidades de pessoa física e meses onde  $\Delta\text{Selic}(t)=0$ . Meses Jun/00 a Abr/06. r<sub>jt</sub> é a Taxa de juros do produto j no tempo t. Estimativa utilizando a taxa de juros selic, i[t] como instrumento para a taxa de juros individual. Estimado por 2SLS com efeitos fixos no par conglomerado modalidade. Regressão 1o estágio reportadas acima. Variáveis omitidas (produção industrial, Inflação, desemprego e dummies mensais e de ano) para economia de espaço, mas incluídas na regressão do 1o estágio. Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%.

A partir de  $\alpha_j$  calculamos as elasticidades de demanda. Os resultados para o banco médio e para o banco mediano se encontram na Tabela 20 no apêndice. De maneira geral, as elasticidades são muito superiores a um para as modalidades de crédito quando consideramos os bancos “médios”, com exceção de cartão de crédito para a qual a elasticidade é 0.83, o que denotaria alto padrão de substituição, muito maiores do que os previamente estimados na literatura<sup>56</sup>. Possivelmente a hipótese de tratar o mercado de crédito como um todo, sem modelar diretamente as diferenças entre modalidades que não aquelas contidas nas variáveis observadas (prazo, juros, inadimplência) pode nos levar a super estimar os padrões de substituição.

A despeito da pouca precisão das elasticidades, nosso principal interesse são as equações de oferta. No exercício proposto no artigo, a sensibilidade da

<sup>56</sup> Para efeitos de comparação Alencar, Kanczuk e Nakane (2003) reportam elasticidades para o mercado de crédito como um todo que variam de 0.87 a 1.40 para o banco médio e de 1 a 1.6 para o banco mediano.

demanda pelo produto  $j$  em relação à taxa de juros ( $\alpha_j$ ) é utilizada como variável considerada “observada” para realizar o cálculo das CPOs e a posterior estimação das equações de oferta por máxima verossimilhança num segundo estágio. De certa forma, as estimativas da demanda são um input de nosso modelo. Como toda e qualquer estimação estrutural, contudo, os resultados dependem em última instância das opções de modelagem e claramente temos aqui um trade off claro em se estimar a demanda com um modelo mais simples.

## 5.2. Oferta: Parâmetros Estimados

Os resultados da estimação se encontram na Tabela 6 abaixo. Nela apresentamos também o valor do chute inicial para os coeficientes<sup>57</sup>. Nosso coeficiente de interesse é  $\delta$ , a derivada da função *default* em relação aos juros de empréstimo. Se o sinal desse coeficiente é negativo (positivo) isso implica que aumentos na taxa de juros geram reduções (altas) na taxa média de *default* em equilíbrio, implicado em ganhos (perdas) via a função de custo do banco.

Conforme se pode observar na Tabela 21 no apêndice, o vetor de valores iniciais obtido por OLS a partir da equação (18) (separadamente por modalidade) é muito sensível a hipótese utilizada para estimar o modelo. O Modelo I estima as equações de oferta por modalidade por variável instrumental, de modo a lidar com a endogeneidade entre *share* e juros<sup>58</sup>. O modelo II inclui *dummies* para cada par banco-modalidade, a fim de tentar controlar para características não observáveis que afetem a CPO individual de um banco. O modelo III considera que o custo marginal (por modalidade) é, por hipótese, 20.03% das receitas operacionais com crédito (Alencar et.Al, 2003)<sup>59</sup>. Dessa forma, calcula-se  $\gamma_m^0 = (.2003 / N_m) \sum_{i=1}^{N_m} \text{juros}_i$ ,

<sup>57</sup> A rotina do Matlab para maximizar função objetivo utilizada requer um vetor de chutes iniciais para os parâmetros a serem estimados. Como input para o custo marginal (operacional) optou-se pelas estimativas por OLS das equações de oferta (estimadas separadamente por modalidade). Para o efeito seleção ( $\delta$ ) impôs-se que ele é zero, de modo a não direcionar as estimativas. Para a matriz de variância e covariância utilizou-se as variâncias e os erros das regressões OLS para construir as correlações entre os choques de cada modalidade.

<sup>58</sup> De (18) temos que as variáveis do lado esquerdo são correlacionadas com o termo de erro. O *share* entra como variável explicativa, e a taxa de juros como variável dependente (no termo  $y$ ). Como a taxa de juros também causa *share*, teríamos uma potencial simultaneidade.

<sup>59</sup> Alencar, Nakane e Kanczuk (2003) reportam que, sob algumas hipóteses, os dados levantados em FIPECAFI (2004) sobre os custos da indústria bancária apontam para um custo operacional de 20.03% das receitas com crédito. Os autores utilizam esse dado para comparar as

isto é, o custo marginal é 20.03% da taxa de juros média por modalidade. As estimativas por OLS de (18) tendem a superestimar o custo marginal, como forma de racionalizar as altas taxas de juros observadas. O chute inicial mais razoável é, sem dúvida, o do modelo III.

Os resultados da estimativa para a hipótese comportamental de Bertrand-Nash se encontram na Tabela 6. As estimativas para a hipótese de maximização conjunta dos lucros (Cartel) na Tabela 7.

Tabela 6: Modelo de Bertrand-Nash, Parâmetros da Estimação Estrutural

H0 Comportamental:	Bertrand-Nash	Cheque Especial	CDC	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito
<b>BN Modelo I</b>	Custo Marginal ( $\phi$ )	22.9	28.5	7.4	33.3	51.4
	Efeito Seleção ( $\delta$ )	-0.0004	-0.0002	-0.0012	-0.0012	-0.0010
<b>BN Modelo II</b>	Custo Marginal ( $\phi$ )	94.41	17.50	10.71	22.58	132.57
	Efeito Seleção ( $\delta$ )	-0.0108	-0.0085	0.0173	0.0130	-0.0051
<b>BN Modelo III</b>	Custo Marginal ( $\phi$ )	31.6	9.0	7.2	16.9	10.0
	Efeito Seleção ( $\delta$ )	-0.0009	0.0043	0.0011	0.0068	-0.0034
<b>Teste de Razão de Verossimilhança</b>						
	H0: BN Sem seleção Adversa	H1: "" BN com seleção adversa	RV	pvalor		
<b>Modelo I</b>	-3.6107E-09	-1.0041E-09	5.21E-09		1	
<b>Modelo II</b>	-9.5542E-09	-9.0949E-13	1.91E-08		1	
<b>Modelo III</b>	-4.0713E-08	-3.0923E-11	8.14E-08		1	

obs: [1] Modelo estimado conjuntamente, (incluindo todas as modalidades) por máxima verossimilhança; Oferta supondo H0 comportamental de Bertrand-Nash com Seleção Adversa. Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para efeito seleção é sempre zero. Para CMg a partir das estimativas OLS das equação de oferta (estimadas separadamente por modalidade), quatro modelos foram considerados. Modelo 1 por variáveis instrumentais (IVOLS, para lidar com endogeneidade share e juros); Modelo 2 estima por OLS com efeitos fixos; Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. Ver apêndice para chute inicial e maiores detalhes.  $\delta$ : Efeito Seleção estimado;  $\phi$ : Custo Marginal. Modelo de Cartel: efeito seleção e default iguais a zero. log-verossimilhança por modalidade obtida a partir dos parâmetros estimados. Controles: prazo (estoque), número de bancos conglomerado, tamanho conglomerado (ativo total), liquidez (ativo circulante/pl), dummies mensais (sazonalidade) e de ano. Não inclui controles de demanda (macroeconômicos).

[2] teste de razão verossimilhança conjunta. H0: Modelo comportamental para a indústria é o de BN sem seleção adversa. H1: "" de Bertrand Nash com Seleção Adversa. Log verossimilhanças obtidas a partir da estimação combinando todas as modalidades (choque de oferta seguindo uma normal multi-variada). Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para efeito seleção é sempre zero; CMg a partir do Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. RV calculada

Conforme notado anteriormente, as estimativas variam sensivelmente com o chute inicial<sup>60</sup>. Contudo, ao menos para as modalidades de cheque especial e cartão de crédito, o resultado parece robusto independentemente do vetor utilizado como estimativa inicial. O modelo III é sem dúvida o mais razoável em termos de estimativa de custo marginal, pois comparando a taxa Selic, não temos valores muito elevados.

estimativas do modelo para as margens preço-custo sob a hipótese comportamental de Bertrand-Nash e Cartel. No nosso modelo, vamos utilizar essa hipótese como um chute inicial para a estimativa por máxima verossimilhança da equação de oferta.

<sup>60</sup> Isso pode ocorrer também em função da possibilidade da função de verossimilhança não possuir um máximo global.

Vale lembrar que o resultado empírico em forma reduzida nos levaria a crer que exatamente para essas duas modalidades, e com menor segurança para a modalidade de CDC, a assimetria no repasse de quedas na taxa Selic era economicamente e estatisticamente relevante, tanto na análise mensal quanto na análise de evento. A estimação estrutural aponta que somente para essas duas modalidades, o efeito seleção ( $\delta$ ) é negativo independentemente do chute inicial.

Esse resultado é mais uma evidência favorável a predominância do efeito de seleção a la Ausubel. Uma redução unilateral das taxas de juros, ao atrair os clientes piores, mas sensíveis a preço, causa um aumento do custo do banco com empréstimos inadimplentes. O banco antecipa esse efeito e leva-o em conta na hora de repassar quedas no custo de captação. Esse comportamento gera, em equilíbrio, uma rigidez para baixo das taxas de juros. Para as demais modalidades o efeito seleção muda conforme se altera o chute inicial.

A tabela 6 acima inclui ainda um teste de razão de verossimilhança que compara o modelo de Bertrand Nash incluindo o efeito seleção a um modelo de BN restrito onde o vetor  $\delta$  é restrito a zero. De acordo com o teste, não podemos rejeitar a hipótese de ambos racionalizam de forma muito próxima os dados de preços e quantidades do mercado de crédito. Esse teste é equivalente a testar que todos os coeficientes  $\delta$  são iguais a zero. Não é um teste conclusivo sobre o efeito seleção individual por modalidade, mas da alguma indicação de que sua introdução gera um modelo concorrente, não esgotando o debate acerca do assunto.

As estimativas sob a hipótese de Cartel encontram-se a seguir.

Tabela 7: Modelo Cartel, Parâmetros da Estimação Estrutural

<b>H0 Comportamental:</b>	<b>Cartel</b>	<b>Cheque Especial</b>	<b>CDC</b>	<b>Bens: Automóveis</b>	<b>Bens: Outros</b>	<b>Cartão de Crédito</b>
<b>Cartel Modelo I</b>	Custo Marginal ( $\phi$ )	0.0001	0.0000	0.0000	3.2168	0.1240
<b>Cartel Modelo II</b>	Custo Marginal ( $\phi$ )	1.3798	0.0000	0.0034	8.1826	6.9323
<b>Cartel Modelo III</b>	Custo Marginal ( $\phi$ )	0.1490	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000

obs: Modelo estimado conjuntamente, (incluindo todas as modalidades) por máxima verossimilhança; Oferta supondo H0 comportamental de maximização conjunta dos lucros da indústria (cartel). Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para CMg a partir das estimativas OLS das equação de oferta (estimadas separadamente por modalidade), quatro modelos foram considerados. Modelo 1 por variáveis instrumentais (IVOLS, para lidar com endogeneidade share e juros); Modelo 2 estima por OLS com efeitos fixos; Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. Ver apêndice para chute inicial e maiores detalhes.  $\phi$ :Custo Marginal. Modelo de Cartel: efeito seleção e default iguais a zero. Controles: prazo (estoque), número de bancos conglomerado, tamanho conglomerado (ativo total), liquidez (ativo circulante/pl), dummies mensais (sazonalidade) e de ano. Não inclui controles de demanda (macroeconômicos).

De maneira geral, podemos auferir que o modelo de cartel tende a subestimar o custo marginal, tomando como parâmetro o valor do chute inicial do modelo III (ver apêndice). Esse resultado é altamente intuitivo. Sob a hipótese comportamental de cartel, a CPO modificada permite altas taxas de juros e altas margens em equilíbrio, levando o estimador de MV a colocar um peso menor no Cmg como forma de “explicar” as altas taxas. Como os bancos internalizam os efeitos cruzados de aumentos/quedas nas taxas individuais ao maximizar o lucro conjunto da indústria, o lucro de equilíbrio é maior.

Analogamente, o estimador sob a H0 de Bertrand-Nash coloca mais peso na estimativa do custo marginal, elevando-o para racionalizar as altas taxas de juros observadas em equilíbrio. Por sua vez, a introdução do efeito seleção implica uma alteração potencial dos resultados, dando mais graus de liberdade ao estimador de MV. Se o efeito seleção for negativo, por exemplo, o modelo coloca menos peso na estimativa do custo marginal, uma vez que a seleção adversa atua no sentido de aumentar as taxas de equilíbrio, via aumento do custo de inadimplência em estados da natureza onde a taxa de juros é menor. Para visualizar essa implicação empírica do modelo<sup>61</sup>, a Tabela 22 no apêndice apresenta as estimativas da equação de oferta para Cheque especial por OLS (modelo 3, sem efeitos fixos e sem considerar endogeneidade) onde restringimos o coeficiente do efeito seleção, forçando-o a assumir valores pré-determinados.

Note que a restrição de que  $\delta$  é negativo diminui o peso dado pelo estimador OLS para o custo marginal na hora de explicar as elevadas taxas de juros sob a hipótese comportamental de Bertrand-Nash. Conforme caminhamos para valores positivos de delta, o efeito seleção passa a contribuir positivamente para a estimativa de CMg, uma vez que o mundo onde o efeito predominante é o de Stiglitz Weiss apresentaria, tudo ou mais constante, menores taxas de juros de equilíbrio. Isso aumenta o peso colocado sob o estimador OLS do Cmg para explicar as altas taxas de juros.

---

<sup>61</sup> Essa implicação é derivada diretamente da forma como optamos por introduzir o efeito seleção no modelo, através do custo dos bancos. A idéia é exatamente permitir uma estrutura de mercado competitiva, mas na qual a presença de um termo adicional na função custo ajude a racionalizar altas taxas de juros em equilíbrio.

Em suma, essa seção apresentou que o efeito seleção é negativo para as modalidades de cheque especial e cartão de crédito. Contudo, as estimativas por máxima verossimilhança não se mostraram robustas aos vetos de chutes iniciais.

### 5.3. Comparando as hipóteses de Bertrand Nash versus Cartel

Nesta seção apresentamos um teste para comparar as estimativas dos modelos I a III sob as diferentes hipóteses comportamentais.

No presente artigo, estamos lidando com modelos não aninhados, pois cada equação de oferta parte de condições de primeira ordem distintas. Podemos definir dois modelos como aninhados se um modelo pode ser “reduzido” ao outro com a imposição de um conjunto de restrições lineares sob os parâmetros<sup>62</sup>. É fácil observar que a restrição de que o vetor  $\delta$  (que mede o efeito seleção) é zero não reduz o modelo de Bertrand Nash ao modelo de Cartel. Isso ocorre uma vez que a matriz de variáveis observadas do primeiro não pode ser escrita como uma combinação linear da matriz do modelo de cartel. Ambas são derivadas de condições de primeira ordem distintas.

Genericamente, um teste de “razão de verossimilhança” é um teste baseado na mudança do valor da função objetivo, comparando o máximo da função verossimilhança obtidos a partir da estimativa do modelo restrito vis a vis o não restrito (Wooldridge, 2001)<sup>63</sup>. Esse teste mais usual, contudo, é adequado apenas para modelos aninhados.

Dessa forma nos basearemos aqui na metodologia de teste proposta por Vuong (1989). Seja  $f(Y|W, S; \theta_{nash})$  a distribuição condicional dos dados sob a hipótese comportamental de Bertrand-Nash. Seja  $g(Y|W, S; \theta_{cartel})$  a distribuição sob a hipótese de cartel. Defina como a log-verossimilhança de toda a amostra sob

---

<sup>62</sup> A definição formal de modelos não aninhados requer o conceito de critério de informação de Kuhlback-Leibler ou KLIC. Para obter uma definição formal ver VUONG (1989). Para uma referência indireta menos técnica ver também CLARKE (2001).

<sup>63</sup> O teste de RV pode simplificar a mecânica de se obter uma estatística de teste, quando comparado ao teste de Wald ou de multiplicador de Lagrange.

a hipótese comportamental de Bertrand Nash (de forma análoga para cartel):

$$L(f, \theta_{nash}) = \sum_{i=1}^n \ln(f(Y_i|W_i, S_i; \theta_{nash})).$$

Seja  $\hat{\theta}_{Nash} = \arg \max L(X|\theta, HC : Bertrand - Nash)$ , o vetor de parâmetros que maximiza a probabilidade de observarmos Y dado o vetor de parâmetros de oferta W e S e a hipótese de que os bancos competem a la Bertrand. Seja  $\hat{\theta}_{cartel} = \arg \max L(X|\theta, HC : cartel)$  o vetor de parâmetros que maximiza a verossimilhança de observarmos Y (os dados de taxas de juros, quantidades, custo de captação e etc. em equilíbrio), dado a hipótese comportamental de que os bancos agem em conluio e a restrição de que o efeito seleção é inexistente. Esse modelo conta com Q restrições ( $\delta_m = 0, \forall m$ ), isto é, o “efeito seleção é nulo”. Defina a razão de verossimilhança como:

$$RV(\theta_{nash}, \theta_{cartel}) = 2(L(\theta_{nash}) - L(\theta_{cartel})) \quad (21)$$

Vuong (1989) demonstra que sob certas hipóteses, temos que a estatística de teste abaixo converge em distribuição para uma normal padrão sob a hipótese nula. A hipótese nula, ao contrário do teste de RV tradicional, não é um dos modelos, mas sim uma hipótese de desempenho relativo, de que ambos explicam os dados de forma muito próxima.

$$vuong = \frac{RV_n(\theta_{nash}, \theta_{cartel}) - K(\theta_{nash}, \theta_{cartel})}{\sqrt{n\omega_n}} \xrightarrow{D} N(0,1) \quad (22)$$

Onde:

$$\omega_n = \frac{1}{n} \sum_i \left( \frac{f(Y_i|W_i, S_i; \theta_{nash})}{g(Y|W, S; \theta_{cartel})} \right)^2 - \left( \frac{1}{n} \sum_i \left( \frac{f(Y_i|W_i, S_i; \theta_{nash})}{g(Y|W, S; \theta_{cartel})} \right) \right)^2 \quad (23)$$

$$K(\theta_{nash}, \theta_{cartel}) = \frac{p}{2} \ln n - \frac{q}{2} \ln n \quad (24)$$

A equação (24) acima visa corrigir para os graus de liberdade. Nela p é o número de parâmetros do modelo de Bertrand Nash e q o número de parâmetros do modelo de cartel.

O teste de Vuong é um teste de desempenho relativo. No artigo o autor demonstra-se sob a hipótese  $H[f]$  (o modelo BN), a estatística de teste vuong acima converge para mais infinito. Se o modelo correto for  $H[g]$ , a estatística converge para menos infinito. Dessa forma podemos comparar o desempenho relativo de dois modelos. Se rejeitamos a nula e a estatística de teste for significativa e positiva, temos evidência de que o modelo  $H[f]$ , de Bertrand Nash no presente artigo, explica melhor, de forma relativa, os dados. Mesmo que ambos os modelos estejam mal especificados, o de BN se aproximaria mais da realidade. De posse dessas informações a Tabela 8 abaixo contém os resultados do teste que compara o desempenho relativo para as três especificações.

Tabela 8: Teste de Vuong

	Modelo I	Modelo II	Modelo III
<b>Log-Verossimilhança</b>			
Bertrand Nash (f.BN)	-1.0E-09	-9.1E-13	-3.1E-11
Cartel (g.CA)	-4.7E+03	-4.3E+04	-4.3E+04
Likelihood Ration (f.BN/h.CA)	4.7E+03	4.3E+04	4.3E+04
<b>Teste Vuong</b>			
Razão de Verossimilhança [1]	4.7E+03	4.3E+04	4.3E+04
Correção para Graus de Liberdade [2]	2.3E+01	2.3E+01	2.3E+01
Likelihood Ratio Corrected for [2]	4.7E+03	4.3E+04	4.3E+04
Omega n (denominador) [3]	2.6E+03	6.6E+03	3.7E+04
<b>Estatística Vuong ~ N(0,1)</b>	<b>1.782</b>	<b>6.543</b>	<b>1.164</b>
p-Valor	<b>3.7%</b>	<b>0.0%</b>	<b>12.2%</b>

obs: teste de Vuong para modelos não aninhados.  $H_0$ : Não é possível distinguir modelo comportamental para a indústria. Log verossimilhanças obtidas a partir da estimação combinando todas as modalidades (choque de oferta seguindo uma normal multi-variada). Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para efeito seleção é sempre zero; CMg a partir do Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. Estatística de Vuong calculada a partir da equação (21).  $Vuong = ([1]-[2])/[3]$

De acordo com o teste de Vuong, o modelo de Bertrand Nash parece ter um desempenho relativo superior ao do modelo de cartel para as três especificações. O p-valor do teste só não indica um valor significativo para o modelo 3 que utiliza a hipótese exógena sob custos marginais. Mas o modelo BN ainda tem um desempenho marginalmente superior. Para o modelo I e II o desempenho é significativo a 3.7% e 0%. A princípio o desempenho relativo do modelo BN é muito superior, mesmo quando corrigimos para os graus de liberdade.

É possível, contudo, que o tratamento da indústria agrupando as modalidades não seja o mais correto para se testar as duas hipóteses comportamentais. Isso pode ocorrer se características estruturais de uma modalidade específica facilitem o comportamento de conluio vis a vis o de outras modalidades. Nesse sentido, seria interessante estender o teste aqui, estimando o modelo individualmente por modalidade. Mas para isso precisaríamos tratar de outra forma a estimação conjunta de um banco  $N$  que atue ao mesmo tempo em mais de uma modalidade.

#### 5.4. Margens Preço-Custo

Apresentaremos nessa seção o cálculo de margens preço-custo obtidas a partir das estimativas por máxima verossimilhança para os modelos I e III<sup>64</sup>.

A margem preço-custo é calculada a partir da CPO, e representa o preço menos o custo marginal do banco. De acordo com a equação (17) e lembrando que a média do choque de oferta é zero (por hipótese), temos que:

$$E\left(r_{jt}^E - r_t - \gamma_m - def_{jt} - \frac{(1 - \delta_m)}{\alpha_m(1 - s_{jt})}\right) = \frac{E(\varepsilon_{jt})}{\alpha_m(1 - s_{jt})} = 0 \quad (20)$$

Logo, chamamos de “custo marginal total” a expressão  $CMgT_{jt} = r_t + \gamma_m + def_{jt} + \frac{(1 - \delta_m)}{\alpha_m(1 - s_{jt})}$ , que inclui o custo de captação ( $r$ ), o custo marginal operacional ( $\gamma_m$ ), o custo de *default* ( $def$ ) e o custo indireto do efeito seleção (função de  $\delta$ ).

Calculamos a margem preço-custo do modelo Bertrand-Nash com seleção individualmente por modalidade, considerando o conglomerado médio dentro da modalidade, de acordo com a seguinte fórmula, onde  $Nm$  é o número de observações conglomerado-tempo ao longo de toda a amostra na modalidade  $m$ :

<sup>64</sup> Os modelos I e IV utilizam como vetor de chute inicial, respectivamente, o estimador OLS de variáveis instrumentais e a hipótese exógena de que o custo marginal representa 20.03% da receita com crédito.

$$pcMg_m = \frac{1}{N_m} \sum_{i=1}^{N_m} [(r_{it} - CMgT_{it}) / CMgT_{it}]. \quad (21)$$

As tabelas a seguir apresentam as margens preço-custo calculadas a partir das estimativas em 5.1. A primeira coluna apresenta a margem que inclui somente o custo de captação (Selic). A segunda coluna inclui a estimativa de Cmg, mas força tanto o *default* como o efeito seleção a zero. A terceira coluna se refere à equação (20). A quarta coluna usa ao invés da estimativa do Cmg do modelo, a hipótese exógena de que ele representa 20.03% da receita com crédito.

Tabela 9: Margem preço custo, Modelo I

Banco Médio#	Bertrand-Nash ModeloI: Margem Preço Custo			
	1 - Selic	2 - r e cmg ( $\varphi$ )	3 - r, default, $\varphi(\text{cmg})$ e seleção ( $\delta$ )	4 - r, default, $\varphi(\text{cmg})^*$ e seleção ( $\delta$ )
Cheque Especial	5.26	1.83	1.13	1.10
CDC	3.23	0.70	0.30	0.61
Bens: Automóveis	1.17	0.56	0.13	0.10
Bens: Outros	2.21	0.17	-0.13	0.24
Cartão de Crédito	4.82	0.58	-0.17	0.02

obs: Hipótese Bertrand-Nash, Modelo I usa como chute inicial para estimação por MV a estimativa da equação de oferta (individualmente por modalidade) por variáveis instrumentais (IVOLS, para lidar com endogeneidade share e juros); Margem Preço custo calculado para o banco médio da amostra. 1 considera apenas margem selic; 2 inclui custo marginal estimado; 3 inclui termo de efeito seleção (derivado da CPO); 4 utiliza, ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003), de 20.03% da receita operacional de crédito. # Banco médio da modalidade (observação banco é o conglomerado financeiro).

Como se pode observar, a margem preço-custo cai sensivelmente ao incluirmos todos os componentes do Cmg Total. Na coluna 3, o efeito seleção estimado no modelo I (sempre negativo) força as margens para baixo em todas as modalidades, tornando-as inclusive negativa para as modalidades de Bens outros e cartão de crédito. Isso significa que a inclusão do efeito seleção ajuda a reconciliar as altas taxas de juros observadas em equilíbrio com um mercado competitivo de fato, com margens mais razoáveis. A margem que inclui apenas o custo de captação de 5.26 significa um *mark-up* de 526% para a modalidade de cheque especial, por exemplo. Mesmo com a inclusão do custo marginal operacional, o *mark-up* ainda atinge 203%, reduzindo-se para 127% na coluna 3.

O cálculo da margem preço para o modelo III apresenta a mesma tendência de queda abrupta para todas as modalidades. A queda é, contudo, menos acentuada do que as observadas para o modelo I. A estimativa de um coeficiente

positivo do efeito seleção para as modalidades de CDC, Autos e Bens outros explica em parte essa redução menos acentuada. A própria estimativa pontual do custo marginal operacional, inferior àquela obtida no modelo I, também explica essa redução menos acentuada. Nesse modelo as margens estimadas se mostraram também as mais razoáveis, sendo que para nenhuma modalidade obtivemos margens negativas.

Tabela 10: Margem preço-custo, Modelo III

<b>Bertrand-Nash ModeloIII: Margem Preço Custo</b>				
Banco Médio#	1 - Selic	2 - r e cmg ( $\varphi$ )	3 - r, default, $\varphi(\text{cmg})$ e seleção ( $\delta$ )	4 - r, default, $\varphi(\text{cmg})^*$ e seleção ( $\delta$ )
Cheque Especial	5,26	1,34	0,84	1,10
CDC	3,23	1,87	0,89	0,62
Bens: Automóveis	1,17	0,57	0,14	0,11
Bens: Outros	2,21	0,71	0,14	0,24
Cartão de Crédito	4,82	2,81	0,19	0,02

obs: Hipótese Bertrand-Nash, Modelo III (utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al, 2003); Margem Preço custo calculado para o banco Médio da amostra. 1 considera apenas margem selic; 2 inclui custo marginal estimado; 3 inclui termo de efeito seleção (derivado da CPO); 4 utiliza, ao invés do cmg estimado por máxima verossimilhança, a hipótese de que o CMg é 20.03% das receitas de crédito (Alencar et.al, 2003).

Adicionalmente a análise da margem para o banco médio, é interessante comparar como é a distribuição das margens preço-custo entre as modalidades. A Ilustração 4 no apêndice apresenta a distribuição empírica (kernel) das margens preço-custo do modelo I para as diferentes modalidades de crédito.

Dois pontos merecem destaque. Em primeiro lugar, para algumas modalidades, as distribuições estimadas possuem um segundo *spike*. Parece que existe um sub-grupo de bancos para os quais as margens estimadas são maiores, sendo que esse efeito é mais forte para as modalidades de cheque especial, CDC e cartão de crédito. Em segundo lugar, as margens estimadas apontam para um grau de competição relativamente menor para a modalidade cheque especial, que apresenta a distribuição mais a direita, e um caráter mais competitivo para cartão de crédito, com uma distribuição mais a esquerda

De maneira geral, o modelo de Bertrand Nash com seleção adversa ajuda a conciliar as altas margens observadas em equilíbrio no mercado de crédito para pessoa física no Brasil.

## 6 Conclusão

O artigo buscou responder, na primeira parte, se de fato existe assimetria no *pass-through* da taxa básica de juros para as taxas de juros de empréstimos no mercado para pessoa física no Brasil. De maneira consistente, encontramos evidência favorável a uma rigidez para baixo considerável das taxas de juros nas modalidades de cheque especial, cartão de crédito e, em menor grau, o crédito direto ao consumidor. *Ceteris paribus*, parece que os bancos repassam menos as quedas do que as altas no custo de captação. A assimetria é economicamente relevante, e reduz o coeficiente de *pass-through* em até 42.25% para cheque especial e 100% para a modalidade de cartão de crédito, respectivamente.

A evidência de maior rigidez em momentos de queda da Selic sobrevive a uma análise de evento que explora a alta frequência dos dados de juros e quantidades de empréstimo como forma de identificar o choque de política monetária observado na data de uma reunião do COPOM como a causa do repasse assimétrico. A análise do *pass-through* a partir de um curto período de tempo em torno da reunião permite isolar possíveis choques de demanda, como de inadimplência, ou de expectativas, que possam estar gerando a maior rigidez para baixo. De maneira consistente com os resultados que utilizam a frequência mensal, o repasse Selic-juros parece muito menor em reuniões onde houve queda na meta estipulada pelo COPOM para a taxa Selic. Para um intervalo de dois dias, o coeficiente de *pass-through* condicional a aumentos da Selic foi de 0.95 e 1.44 para as modalidades de cheque especial e cartão, respectivamente, enquanto o coeficiente condicional a uma queda é estatisticamente igual a zero.

Essa evidência em forma reduzida é, contudo, compatível com alguns modelos comportamentais. No que tange a indústria bancária, dentre os possíveis modelos, dois são considerados: um que supõe um comportamento colusivo e outro que supõe competição a la *Bertrand-Nash* com seleção adversa.

A segunda parte do presente artigo propôs um modelo estrutural como forma de comparar qual das duas hipóteses melhor se ajusta aos preços e às

quantidades observadas no mercado de crédito para pessoa física. Os resultados se mostraram, por um lado, pouco robustos aos chutes iniciais utilizados pelo algoritmo de máxima verossimilhança.

Por outro lado, as estimativas apontaram que exatamente nas modalidades para as quais a assimetria no repasse em forma reduzida parece mais relevante do ponto de vista econômico (cheque especial e cartão), o efeito seleção estimado está em linha com o proposto por Ausubel. Se por um lado, testes de razão de verossimilhança não permitirem a rejeição da hipótese de que o modelo de Bertrand Nash com efeito seleção é superior a um modelo simples de Bertrand Nash, por outro a introdução do efeito seleção ajuda a produzir margens preço-custo mais próximas do que esperaríamos caso a conduta fosse efetivamente competitiva, o que permite também conciliar o fato estilizado de altos *spreads* no mercado brasileiro de crédito com competição *de facto*.

Por fim, realizamos um teste de Vuong para modelos não aninhados, para comparar as duas hipóteses comportamentais a partir da estimativa conjunta para o mercado de crédito pessoa física. Ele rejeita fortemente a hipótese que os bancos agem sob conluio no mercado de crédito pessoa física.

Nesse sentido, o presente trabalho representa apenas um primeiro passo na tentativa de estimar modelos estruturais que introduzam outras hipóteses na curva de oferta para o mercado de crédito brasileiro. As estimativas em forma reduzida, contudo, documentam um achado empírico interessante, robusto a diversas especificações. A evidência que o repasse da taxa básica para as taxas de juros de empréstimos apresenta maior rigidez em momentos de queda da Selic pode motivar ainda mais o debate acerca do comportamento dos bancos no mercado de crédito e das interações microeconômicas que determinam, em última instância, a eficácia do canal de transmissão da política monetária no Brasil.

## 7

### Bibliografia

Alencar, Leonardo S.; Kanczuk, Fabio; Nakane, Marcio I. “Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking” *Central Bank of Brazil Working Papers No.10*, 2003

Alencar, Leonardo Soriano. “O Pass-Through da Taxa Básica: Evidência para as Taxas de Juros Bancárias” in *Banco Central do Brasil (2003) “Economia Bancária e Crédito: Relatório Juros e Spread Bancário”*

Arena, Marco; Reinhart, Carmen; Vázquez, Francisco “The Lending Channel in Emerging Economies: are Foreign Banks different?” *NBER Working Paper 12340*, 2006

Arrigoni, Christinano C. “Identifying Bank Lending Reaction to Monetary Policy through Data Frequency”, *capítulo 3 Tese Dissertação de Doutorado PUC Rio*, 2007.

Ausubel, Lawrence “The Failure of Competition in the Credit Card Markets” *The American Economic Review*, 81(1), 50-81, 1991

Banco Central do Brasil “Economia Bancária e Crédito: Relatório Juros e Spread Bancário” em [www.bc.gov.br](http://www.bc.gov.br), 2006

Belaisch, Agnes “Do Brazilian Banks Compete?” *IMF Working Papers 2003/113*, 2003

Bernstein, Solange; Fuentes, Rodrigo “De la Tasa de Política a La Tasa de Colocación Bancaria: La Industria Bancaria Chilena” *Central Bank of Chile Working Paper 6(1) Abril 2003*.

Berry, Steven “Estimating Discrete Choice Models of Product Differentiation” *RAND Journal of Economics* 25 242-262, 1994

Berry, Steven; Levinsohn, James; Pakes, Ariel “Automobile Prices in Market Equilibrium” *Econometrica* 63 841-890, 1995

Bignotto, Fernando G.; Rodrigues, Eduardo A. de Souza “Fatores de Risco e o Spread Bancário no Brasil” *Central Bank of Brazil Working Papers No.110*

Borenstein, Severin; Cameron, A. Colin; Gilbert, Richard “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?” *The Quarterly Journal of Economics* 112(1), 305-339, 1995

Calem, Paul S.; Mester, Loretta J. "Consumer Behavior and the Stickiness of Credit Card Interest Rates". *The American Economic Review* 85(5), 1327-1336, 1995

Christiano, Lawrence J.; Eichenbaum, Martin; Evans, Charles. "Monetary Policy Shocks. What have we learned and to what end?" *NBER Working Paper* 6400, 1998

Costa, Ana Carla A.; Mello, João Manoel Pinho de "Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazil Payroll Loans" *NBER Working Paper* 12252, 2006

Cottarelli, Carlo; Kourelis, Angeliki "Financial Structure, Bank Lending Rates and the Transmission Mechanism of Monetary Policy" *IMF Staff Papers* 41, n.4., 1994

Dick, Astrid "Demand Estimation and Consumer Welfare in the Banking Industry" *Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Paper* 2002-58, 2002

González, Raquel; Fumás, Vicente "Market Power and Interest Rate Adjustments" *Banco de España Working Paper No.0539*, 2005

Green, E; Porter, R. "Non-Cooperative Collusion under Imperfect Price Information" *Econometrica* 52, 87-100, 1984

Hannan, Timothy; Berger, Allen N. "The Price Concentration Relationship in Banking" *The Review of Economics and Statistics* 71(2), 291-299, 1991

Hannan, Timothy; Berger, Allen N. "The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry" *The American Economic Review* 81(4), 938-945, 1991

Hofman, Boris; Mizen, Paul "Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions retail Rates" *ECONOMICA* 71(281), 99-123, 2002

Jackson III, William E. "Market Structure and the Speed of Price Adjustments: Evidence of non-Monotonicity" *Review of Industrial Organization* 12, 37-57, 1997

Kashyap, Anil K.; Stein, Jeremy C. "What do a Million Observations on Banks say about the Transmission of Monetary Policy?" *The American Economic Review* 90(3), 407-428, 2000

Klark, Kevin A. "Testing Nonnested Models of International Relations: Reevaluating Realism". *American Journal of Political Science* vol 45, No.3 (jul-2001) 724-744, 2001

Koyama, Sergio M.; Tonooka, Eduardo K. "Taxas de Juros e Concentração Bancária no Brasil" *Central Bank of Brazil Working Papers No.62*, 2003

Mello, JM Pinho de; Novaes, Walter (2003) "Information Asymmetry and Competition in Credit Markets: The Case of Overdraft Loans in Brazil" mimeo, 2003

Neumark, David; Sharpe, Steven A. "Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits" *The Quarterly Journal of Economics* 107(2), 657-680, 1992

Nevo, Aviv (2000) "A Practitioner's Guide to Estimation of Random Coefficients Model of Demand", *Journal of Economics and Management Strategy* 9(513), 513-548, 2000

Reiss, Peter C.; Wolack, Frank A. (2003) "Structural Econometric Modelling: Rationales and Examples from Industrial Organization" *Prepared for The Handbook of Econometrics vol.5*. Disponível para download em: <http://ist-socrates.berkeley.edu/~villas/makeit.pdf>, 2003

Stiglitz, Joseph; Weiss, Andrew (1981) "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information" *The American Economic Review* 71(3), 393-410, 1981

Vuong, Quang "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypothesis". *Econometrica* vol. 57 (mar-1989) 307-333, 1989

Wooldridge, Jeffrey M. "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". The MIT Press, Cambridge-MA, 2001

Xavier, Freixas; Rochet, Jean Charles "Microeconomics of Banking" *MIT Press*, 1997

## 8 APÊNDICE

Tabela 11: Frequência dos dados: Modalidade e Segmento

	Modalidades Pessoa Física					Total#	% obs
	Cheque Especial	CDC	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito		
SCFI	697	1,571	955	766	284	4,273	21.9%
Bancos Múltiplos	2,124	4,413	2,872	2,421	1,001	12,831	65.9%
Bancos Comerciais	387	799	473	476	232	2,367	12.2%
Total	3,208	6,783	4,300	3,663	1,517	19,471	
	16%	35%	22%	19%	8%		

obs: número de observações, total Base de dados (Jun/2000 a Abr/2006). # Total somando a linha

Tabela 12: Estatísticas Descritivas, por modalidade e segmento

	Estatísticas Descritivas: Juros, Maturidade e Inadimplência								
	Cheque Especial			CDC			Bens: Autos		
	Juros	Prazo	Default	Juros	Prazo	Default	Juros	Prazo	Default
SCFI	133.00	21.12	5.55	98.47	175.86	10.25	40.86	257.23	16.81
	2.84	0.56	0.01	2.78	4.22	0.01	0.73	7.16	0.01
Bancos Múltiplos	120.56	23.13	4.58	92.63	211.64	14.56	40.12	304.20	9.93
	1.46	0.32	0.00	1.30	4.56	0.00	0.33	3.76	0.00
Bancos Comerciais	113.53	24.78	2.10	66.55	198.63	9.16	36.56	369.18	8.92
	2.03	0.48	0.00	1.12	3.55	0.00	0.41	7.63	0.00
<b>Total</b>	<b>120.15</b>	<b>23.24</b>	<b>4.16</b>	<b>87.14</b>	<b>204.41</b>	<b>12.80</b>	<b>39.35</b>	<b>313.47</b>	<b>10.47</b>
	1.13	0.25	0.00	0.95	3.12	0.00	0.25	3.17	0.00
	Bens: Outros			Cartão de Crédito			Total#		
	Juros	Prazo	Default	Juros	Prazo	Default	Juros	Prazo	Default
SCFI	68.41	164.69	21.21	95.14	40.88	9.43	87.39	151.34	12.91
	1.71	5.73	0.01	4.00	1.19	0.01	1.41	2.85	0.00
Bancos Múltiplos	60.00	184.55	12.70	123.75	31.53	13.20	84.56	181.99	11.41
	0.75	8.58	0.00	3.09	0.90	0.01	0.68	2.56	0.00
Bancos Comerciais	60.87	189.91	10.41	133.50	41.23	13.36	73.25	196.37	8.46
	1.29	6.53	0.01	5.18	2.68	0.01	0.88	3.01	0.00
<b>Total</b>	<b>61.29</b>	<b>183.09</b>	<b>13.33</b>	<b>121.02</b>	<b>34.78</b>	<b>12.66</b>	<b>82.33</b>	<b>181.42</b>	<b>10.95</b>
	0.61	5.88	0.00	2.34	0.81	0.00	0.52	1.85	0.00

obs: Fonte: Bacen. período Jun2000 a Abr/2006. Primeira linha Média, segunda corresponde ao desvio padrão da média. Juros novas operações de crédito (fluxo), anualizados (considerando dias úteis) em pontos percentuais. Prazo (maturidade média do estoque) em dias. Default é proporção (estoque) dos empréstimos com atraso acima de 30 dias úteis (em porcentagem). Total Linha é media geral (somando nos segmentos) por modalidade. Total# representa a média (somando nas modalidades) de cada segmento (SCFI, Banco Multiplo e Banco Comercial)

Tabela 13: Evolução das Taxas de juros e das Novas concessões de Empréstimo

	Taxas de Juros e Volume das Novas Operações de Crédito: Evolução anual							$\Delta[06/00]$
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
Cheque Especial	132.6	127.9	126.8	127.2	104.5	99.8	99.2	-25.2%
	144.9	173.9	199.6	260.3	294.4	319.2	285.0	96.8%
CDC	83.5	85.1	91.8	103.1	84.6	75.9	75.7	-9.4%
	13.5	19.4	19.5	23.8	33.4	41.8	44.4	227.7%
Bens: Automóveis	39.4	41.6	41.7	42.5	34.7	34.8	34.9	-11.3%
	19.6	19.3	18.3	22.7	31.9	39.0	49.7	154.2%
Bens: Outros	63.3	64.2	64.3	65.4	55.1	56.2	54.8	-13.5%
	8.6	8.5	9.7	12.7	14.4	14.1	15.4	78.6%
Cartão de Crédito	76.5	84.6	115.8	138.4	133.8	139.8	150.9	97.4%
	31.0	40.6	47.5	55.6	75.1	135.6	178.0	474.9%
Total PF	80.7	81.4	85.2	92.0	78.6	75.8	75.7	-6.3%
	39.4	48.0	49.8	61.2	72.6	84.6	84.5	114.2%
Total PF#	81.0	81.2	82.5	87.0	72.1	68.6	67.3	-16.9%
Selic	16.8	17.7	19.1	23.2	16.2	19.1	17.0	-
no obs	2334	3671	3510	3253	2960	2798	945	-

obs: fonte BACEN. 1a linha: Taxa de juros média referente as novas concessões de crédito (anualizada); 2a linha: média anual de novas concessões de crédito (R\$ milhões), variável de fluxo não de estoque. Dados jun/2000 a abr/2006. Selic corresponde a selic mensal efetiva, anualizada (série 4189 Banco Central do Brasil). CDC é crédito direto ao consumidor (inclui o crédito consignado). Total PF é a média conjunta de todas as modalidades consideradas. Total PF# não inclui modalidade de cartão de crédito

Ilustração 1: Evolução do Crédito. Total, Direcionado e Livre e Crédito Livre por Destinatário

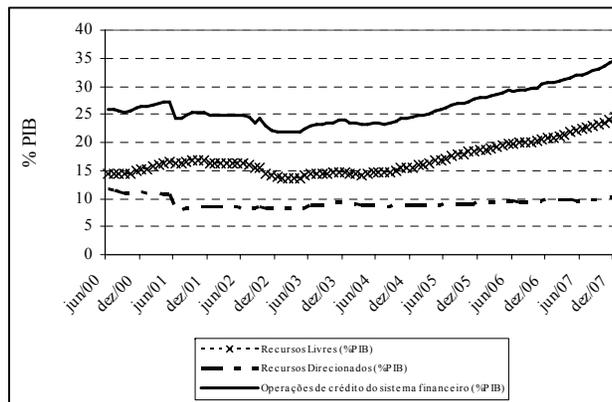
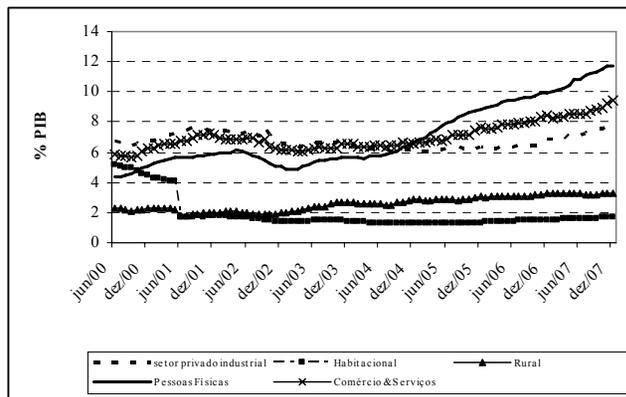


Ilustração 2: Evolução dos Juros Diários e Meta Selic Anualizada – Cheque Especial e CDC

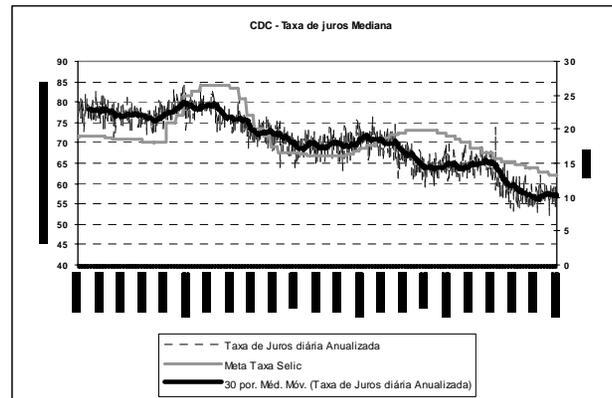
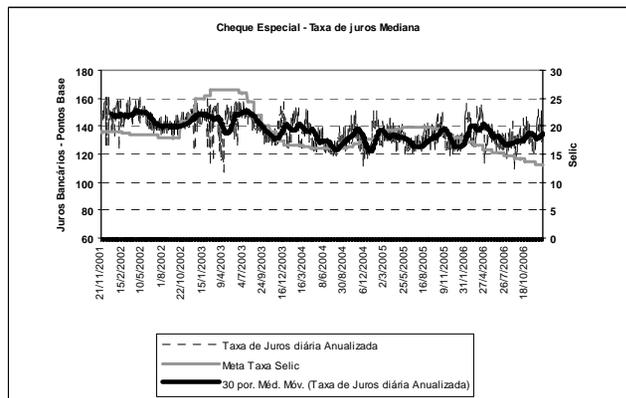


Ilustração 3: Evolução dos Juros Diários e Meta Selic Anualizada – Automóveis, Bens Outros e Cartão de Crédito

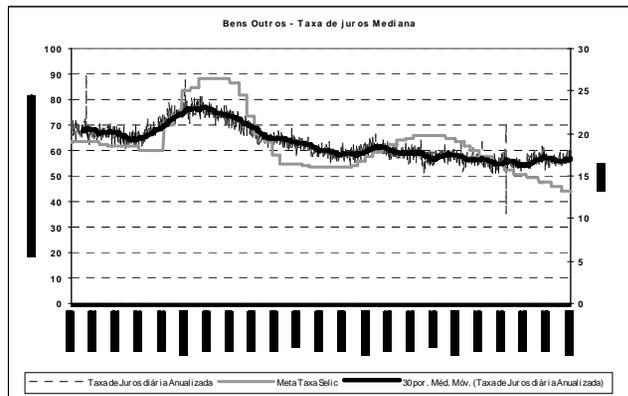
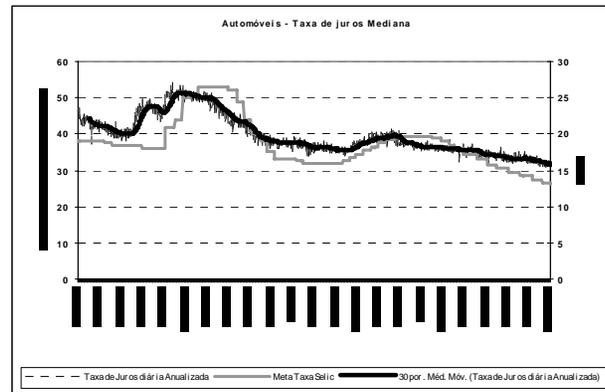
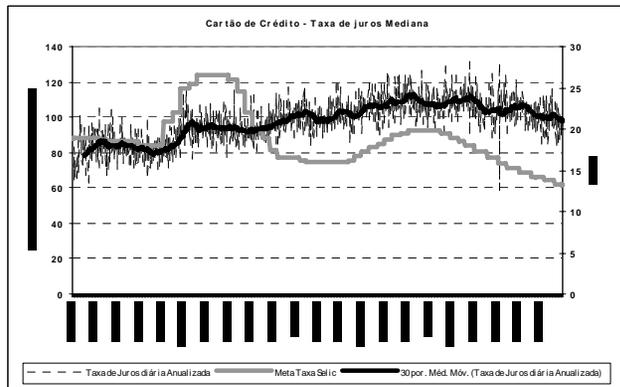


Tabela 14: Regressões séries Tempo. Por Modalidade, Modelos 1 e 2

	I		II		III		IV		V	
	Cheque Especial		Credito Direto Consumidor		Bens: Automóveis		Bens: Outros		Cartão de Crédito	
	Modelo 1	Modelo2	Modelo 1	Modelo2	Modelo 1	Modelo2	Modelo 1	Modelo2	Modelo 1	Modelo2
1[ $\Delta$ Selic(t)<0]	17.178 (5.407)**	23.701 (6.079)**	15.245 (5.910)*	3.125 (4.18)	12.542 (1.788)**	3.184 (1.572)*	7.077 (2.806)*	3.653 (3.14)	26.070 (11.224)*	22.164 (10.367)*
[1] Selic_anualizada(t)	3.161 (0.409)**	2.870 (0.434)**	2.089 (0.545)**	1.282 (0.429)**	1.471 (0.125)**	0.911 (0.118)**	1.418 (0.179)**	1.039 (0.210)**	1.908 (0.867)*	0.697 (0.77)
[2] Selic_anualizada(t)*1[ $\Delta$ Selic<0]	-0.837 (0.274)**	-1.315 (0.326)**	-0.781 (0.302)*	-0.207 (0.22)	-0.733 (0.104)**	-0.189 (0.091)*	-0.417 (0.149)**	-0.274 (0.17)	-1.249 (0.548)*	-1.234 (0.566)*
[1]+[2]#	2.324	1.555	1.308	1.075	0.738	0.722	1.001	0.765	0.659	-0.537
Grau de Assimetria ([1]+[2])/[1]	0.735	0.542	0.626	0.839	0.502	0.793	0.706	0.736	0.345	-0.770
Controles Macro(t)	-	Sim	-	Sim	-	Sim	-	Sim	-	Sim
Controles Banco(n,t)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Dummies mes(sazonalidade) e ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	2999	2970	5844	5769	3240	3204	2716	2686	1417	1397
No Grupos ( <i>cross section</i> )	77	77	153	153	91	91	92	92	43	43
R2	0.18	0.19	0.07	0.07	0.25	0.27	0.15	0.16	0.1	0.11

Obs: Estimador de efeitos fixos (par banco, modalidade). Modelo 1 não inclui controles. Modelo 2 inclui controles macroeconômicos. Inclui todas as modalidades pessoa física. Inclui os meses onde  $\Delta$ Selic(t)=0. Meses Jun/00 a Abr/06. Inclui intercepto e dummy (baixa). Selic(t) em pontos percentuais. Controles Macro: produção industrial(t), ipca(t), taxa desemprego (DIEESE) (t) e risco país(t). Controles Banco, Ativo Total(i,t-1), Liquidez(i,t-1), prazo(ijt) (estoque), no bancos no conglomerado (it) e default(jt) (media modalidade). Inclui dummies mensais (sazonalidade) e dummies anuais. Resultados robustos a troca dummy baixa, por dummy alta. e(ijt) permite agrupamento em clusters com heterogeneidade variância na dimensão crosssection (entre grupos) e correlação serial (dentro do mesmo grupo). Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%; # teste de Wald H0: [1]+[2]=0.

Tabela 15: Índices de Concentração por Modalidade de Crédito

Modalidade	número bancos <sup>#</sup>	hhi	C5	erro padrão média	Teste diferença média hhi: H0:	
					$\mu(\text{mod})=\mu(\text{cheque especial})$ ? média	t-stat
Cheque Especial	66	0.187	0.815	0.002	-	-
Credito Direto Consumidor	120	0.159	0.690	0.001	0.0283	15.0167
Bens: Automóveis	78	0.110	0.605	0.000	0.0772	52.0717
Bens: Outros	61	0.146	0.662	0.002	0.0416	17.9448
Cartão de Crédito	25	0.187	0.820	0.003	-0.0003	-0.0998

obs: # é a contagem de diferentes CNPJs atuando naquela modalidade num mes. O valor reportado é o máximo. HHI é o índice de herfindhal médio da modalidade (somando em t). C5 é a soma dos 5 maiores market shares na modalidade (média em t). O teste de hipótese compara a média dos hhi com o hhi base da modalidade cheque especial.

Tabela 16: Paineis com efeitos fixos e taxas de juros defasadas como variável explicativa

	I	II		III	IV	V
	Cheque Especial	Credito Direto Consumidor	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito	
$\Delta$ juros(t-1)	0.034	0.158	0.456	0.304	0.025	
	0.049	(0.089)+	(0.081)**	(0.073)**	0.051	
$\Delta$ juros(t-2)	0.192	0.097	0.033	0.048	0.048	
	(0.047)**	(0.020)**	0.048	0.052	0.048	
$\Delta$ juros(t-3)	-	-0.076	-	-	-	
	-	(0.035)*	-	-	-	
$1[\Delta\text{selic}(t)<0]$	21.610	-0.509	-1.971	1.179	30.782	
	(5.564)**	(0.228)*	2.180	2.370	(12.867)*	
$\Delta\text{selic\_anualizada}(t)$	2.683	1.865	0.210	0.801	1.326	
	(0.385)**	(0.429)**	0.151	(0.164)**	0.853	
$\Delta\text{selic\_anualizada}(t)*1[\Delta\text{selic}<0]$	-1.261	-0.509	0.079	-0.086	-1.688	
	(0.315)**	(0.228)*	0.119	0.128	(0.688)*	
Controles Macro(t)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	
Controles Banco(n,t)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	
Dummies mes(sazonalidade) e ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	
efeito fixo banco-modalidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	
Observações	2568	4866	2700	2180	1164	
No Grupos ( <i>cross section</i> )						
Teste de Arellano-Bond de autocovariância nos resíduos. H0: não autocorrelação nos resíduos						
ordem 1 (estatística do teste)	-4.24	-3.55	-3	-5.24	-2.05	
p-valor	0	0.0004	0.0027	0	0.0406	
ordem 2 (estatística do teste)	1.23	0.35	0.76	1.29	-0.39	
p-valor	0.2198	0.7262	0.4446	0.1969	0.6978	

Obs: Modelo com defasagens da taxa de juros de empréstimos como variável explicativa. Estimador Arellano Bond (variáveis endógenas: taxa de juros defasada). O teste de Arellano-Bond de autocovariância nos resíduos aponta que o modelo correto inclui duas defasagens para todas as modalidades, com exceção de CDC que possui 3 defasagens. Todas as modalidades pessoa física. Inclui os meses onde  $\Delta\text{selic}(t)=0$ . Meses Jun/00 a Abr/06. Inclui intercepto e dummy (baixa). Selic(t) em pontos percentuais. Controles Macro: produção industrial(t), ipca(t), taxa desemprego(t) e risco país(t). Controles Banco, Ativo Total(i,t-1), Liquidez(i,t-1), prazo(ijt) (estoque), no bancos no conglomerado (it) e default(jt) (média modalidade). Inclui dummies mensais (sazonalidade) e dummies anuais. Resultados robustos a troca dummy baixa, por dummy alta. e(ijt) não agrupado em clusters. Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%.

Tabela 17: Análise de Evento Cheque Especial

Cheque Especial	I	II	III	IV	V
	$\Delta$ juros(ijR) [janela3dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela4dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela5dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela6dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela10dias]
1[ $\Delta$ selic(t)<0]	0.625 (0.136)**	0.438 (0.096)**	0.046 (0.08)	-0.038 (0.07)	-0.343 (0.051)**
[A] $\Delta$ selic(t)	0.33 (0.070)**	0.218 (0.048)**	-0.087 (0.043)*	-0.086 (0.044)+	-0.304 (0.039)**
[B] $\Delta$ Selic(t)*1[ $\Delta$ selic<0]	0.084 (0.15)	0.155 (0.10)	0.334 (0.089)**	0.254 (0.082)**	0.352 (0.050)**
Constant	-0.18 (0.097)+	-0.118 (0.070)+	0.186 (0.062)**	0.204 (0.055)**	0.322 (0.042)**
Observations	1097	1097	1097	1097	1097
R-squared	0.02	0.03	0.02	0.01	0.04

obs. Estimado por OLS. $\Delta$ selic(R) é variação na meta-selic. Inclui apenas reuniões onde  $\Delta$ selic(R)?0.  $\Delta$ juros(ijR) é a variação do juros cobrado pelo banco i na modalidade j na reunião R do COPOM. Variando número de dias da janela (média ponderada dos P dias após início da data de vigência, e dos P dias anteriores, contando a partir da data da reunião). e(ijt) permite agrupamento em clusters com heterogeneidade da variância na dimensão crosssection (entre grupos) e correlação serial (dentro do mesmo grupo). Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%.

Tabela 18: Análise de Evento Cartão

Cartão de Crédito	I	II	III	IV	V
	$\Delta$ juros(ijR) [janela3dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela4dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela5dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela6dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela10dias]
1[ $\Delta$ selic(t)<0]	1.349 (0.490)**	0.725 (0.369)+	0.171 (0.23)	-0.125 (0.16)	-0.316 (0.125)*
[A] $\Delta$ selic(t)	0.632 (0.51)	0.364 (0.36)	-0.187 (0.23)	-0.094 (0.15)	-0.301 (0.138)*
[B] $\Delta$ Selic(t)*1[ $\Delta$ selic<0]	-0.068 (0.57)	-0.062 (0.43)	0.382 (0.31)	0.079 (0.22)	0.307 (0.160)+
Constant	-0.53 (0.44)	-0.355 (0.38)	0.01 (0.27)	0.096 (0.21)	0.242 (0.14)
Observations	421	421	421	421	421
R-squared	0.02	0.01	0.01	0	0.01

obs. Estimado por OLS. $\Delta$ selic(R) é variação na meta-selic. Inclui apenas reuniões onde  $\Delta$ selic(R)?0.  $\Delta$ juros(ijR) é a variação do juros cobrado pelo banco i na modalidade j na reunião R do COPOM. Variando número de dias da janela (média ponderada dos P dias após início da data de vigência, e dos P dias anteriores, contando a partir da data da reunião). e(ijt) permite agrupamento em clusters com heterogeneidade da variância na dimensão crosssection (entre grupos) e correlação serial (dentro do mesmo grupo). Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%.

Tabela 19: Análise de Evento Crédito Direto ao Consumidor

Crédito Direto ao Consumidor	I	II	III	IV	V
	$\Delta$ juros(ijR) [janela3dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela4dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela5dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela6dias]	$\Delta$ juros(ijR) [janela10dias]
1[ $\Delta$ selic(t)<0]	0.214 (0.15)	0.198 (0.109)+	0.184 (0.091)*	0.245 (0.084)**	0.052 (0.06)
[A] $\Delta$ selic(t)	0.328 (0.160)*	0.291 (0.113)*	0.185 (0.092)*	0.25 (0.093)**	0.075 (0.06)
[B] $\Delta$ Selic(t)*1[ $\Delta$ selic<0]	-0.333 (0.197)+	-0.252 (0.141)+	-0.131 (0.11)	-0.183 (0.11)	-0.025 (0.07)
Constant	-0.435 (0.132)**	-0.407 (0.098)**	-0.338 (0.082)**	-0.364 (0.080)**	-0.155 (0.056)**
Observations	2176	2176	2176	2176	2176
R-squared	0	0	0	0.01	0

obs. Estimado por OLS. $\Delta$ selic(R) é variação na meta-selic. Inclui apenas reuniões onde  $\Delta$ selic(R)?0.  $\Delta$ juros(ijR) é a variação do juros cobrado pelo banco i na modalidade j na reunião R do COPOM. Variando número de dias da janela (média ponderada dos P dias após início da data de vigência, e dos P dias anteriores, contando a partir da data da reunião). e(ijt) permite agrupamento em clusters com heterogeneidade da variância na dimensão crosssection (entre grupos) e correlação serial (dentro do mesmo grupo). Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, \* a 5% e \*\* a 1%.

Tabela 20: Estimativa das Elasticidades da demanda

Elasticidades Estimadas	Cheque Especial	CDC	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão
<b>1. Própria (módulo)</b>					
Banco Médio	3.894	4.388	3.117	4.469	0.845
<b>2. Estatísticas Descritivas: Market Share</b>					
Market Share Médio	0.0032	0.0073	0.0099	0.0023	0.0036

Obs: Elasticidades calculadas a partir da sensibilidade juros da demanda estimadas. Banco médio: é a elasticidade avaliada usando-se as médias das variáveis que afetam a elasticidade (taxa de juros e market share médios).

$$\eta_{jk} = \frac{\partial s_j}{\partial r_k} \frac{r_k}{s_j} = \begin{cases} -\alpha_j r_j (1 - s_j), & se(j = k) \\ \alpha_j r_k s_k, & c.c. \end{cases}$$

Tabela 21: Hipóteses para o vetor de chute inicial

Modelo	obs	Cheque Especial	CDC	Autos	Bens: Outros	Cartão
I	Estimado por IVOLS. Wtil endogeno (wtil t-1,t-2 e selic como instrumentos). Erro padrão robusto, sem efeitos fixos	122.3	34.9	7.8	31.1	53.5
II	Estimado por FE OLS. Erro padrão robusto, com efeitos fixos.	108.7	26.0	6.8	26.7	171.3
III	CMg é por hipótese 20.03% das receitas de crédito (por modalidade)	25.4	11.8	7.8	10.9	17.6

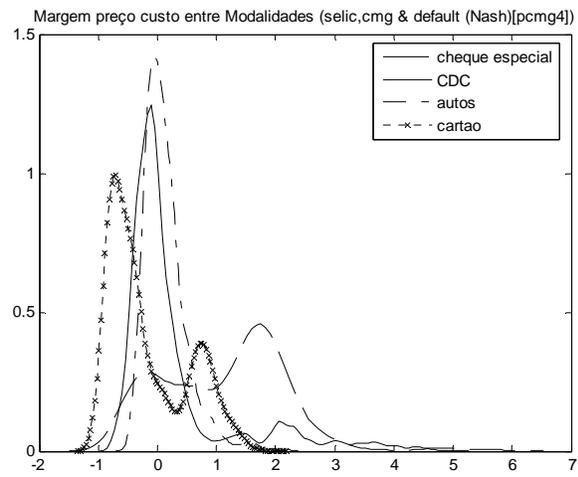
obs: Todas estimativas do CMg (gama) por OLS do modelo restrito, impondo que efeito seleção é zero ( $\delta=0$ ). Modelo I por variáveis

Tabela 22: Intuindo o impacto do efeito seleção sobre as estimativas de Cmg

Variável	Cheque Especial; OLS Restrito: $\delta=k$						
	$\delta=3$	$\delta=2$	$\delta=1$	$\delta=0$	$\delta=-1$	$\delta=-2$	$\delta=-3$
efeito seleção ( $\delta=k$ )							
Custo Maginal	177,7	156,0	134,3	112,6	90,9	69,2	47,6

obs: Modelo 3 para a modalidade cheque especial (OLS simples, sem efeito fixo). OLS restrito, onde a hipótese de restrição é  $\delta=k$ . Se  $k>0$  temos efeito seleção positivo, a la Stiglitz e Weis(1981). Se  $\delta<0$ , temos efeito a la Ausubel (1991).

Ilustração 4: Margem Preço Custo por Modalidade



# 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](#)