

Castro, Pedro; Mello, João Manoel Pinho de

Working Paper

Há assimetria no repasse dos juros bancários de variações na taxa Selic?

Texto para discussão, No. 580

Provided in Cooperation with:

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Suggested Citation: Castro, Pedro; Mello, João Manoel Pinho de (2010) : Há assimetria no repasse dos juros bancários de variações na taxa Selic?, Texto para discussão, No. 580, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/176063>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TEXTO PARA DISCUSSÃO

No. 580

Há assimetria no repasse dos juros
bancários de variações na taxa Selic?

Pedro Castro
João Manoel Pinho de Mello



Há assimetria no repasse dos juros bancários de variações na taxa Selic?¹

Pedro Castro e João M P De Mello

Resumo

Este artigo 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) ao estimar uma equação de *mark-up* em forma reduzida. Essa evidência empírica sobrevive a uma análise de evento que explora a alta frequência dos dados disponíveis 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, isto é, identificar um deslocamento no custo marginal e, conseqüentemente, na curva de oferta como a causa da assimetria. A hipótese de identificação é de que a oferta dos bancos reaja mais rapidamente do que a demanda por crédito à taxa de juros. A evidência que o repasse da taxa básica para as taxas de juros de empréstimos apresenta maior rigidez em momentos de queda da Selic contribui para 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.

Palavras chave: Micro Economia Bancária, *Pass-through* e Seleção Adversa

Código JEL: L11, G21

Abstract

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 as the cause of the asymmetric response of interest rates, as a shift in the basic interest rate is akin to an increase in marginal cost and thus corresponds to a shift in the supply curve of banks. The econometric identification hypothesis is that banks (supply) react faster to monetary shocks than consumers (demand for credit). The empirical evidence of greater rigidity to Selic decreases contributes to the literature of bank behavior in credit markets and the transmission mechanism of monetary policy in Brazil.

Key words: Microeconomics of Banking, interest pass-through and Adverse Selection

JEL Codes: L11, G21

¹ Castro: SPX Capital, pedro.castro@spxcapital.com.br. De Mello, Departamento de Economia, PUC-Rio, jmpm@econ.puc-rio.br. Os autores agradecem a Leonardo Rezende e Claudio Ferraz por seus comentários e sugestões. Temos também uma enorme dívida com Christiano Arrigoni Coelho, não só por seus comentários sempre pertinentes, como por compartilhar generosamente os dados. De Mello agradece o apoio financeiro de Dorio Ferman ao programa de fixação de professores no departamento de economia da PUC-Rio.

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 observáveis² (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. 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 concentrados³.

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 cai⁴. 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 *pass-through* de custo marginal. Atualmente, quase 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 crédito⁵, 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).

² 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).

³ 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.

⁴ 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.

⁵ 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 et al (2010) apresenta uma descrição desses possíveis canais de transmissão.

No contexto do mercado de crédito brasileiro, diversos artigos buscam responder questões relacionadas às altas taxas de juros observadas ou aos determinantes do *spread* bancário⁶. 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 contribuição 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 paribus*, parece que 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 período intervalo de tempo em torno da reunião permite isolar possíveis choques de demanda não observáveis - como de inadimplência, ou de expectativas - que possam estar gerando a maior rigidez para baixo do *pass-through*⁷.

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 confiança de que a assimetria esteja relacionada a uma reação da oferta dos bancos a mudanças no seu custo de captação. Essa hipótese de identificação alternativa é mais robusta para isolar o choque de política monetária e interpretar os coeficientes estimados em forma reduzida também configura uma contribuição do presente artigo na tentativa de estimar a assimetria do repasse selic-juros.

Cabe destacar que esse não é o primeiro trabalho a estimar o repasse da taxa de juros básica para as taxas de juros ao tomador no contexto brasileiro. 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 tempo⁸.

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 economia⁹.

⁶ 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.

⁷ Arrigoni et al (2010) 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.

⁸ 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.

⁹ 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.

O presente artigo se divide da seguinte forma. Na seção 2 apresentamos os dados utilizados, bem como algumas estatísticas descritivas. Na seção 3 apresentamos o modelo em forma reduzida bem como os resultados da estimação utilizando dados mensais. Na seção 4 apresentamos a estimação com os dados diários e análise de evento de repasses de variações na Selic em torno das reuniões do COPOM. A seção 5 conclui.

2 – Base de dados e estatísticas descritivas

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 crédito¹⁰, 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 BC.

Mensalmente, eles repassam ao BC 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 mês¹¹. 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-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 físicas¹². 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. 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.

¹⁰ 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).

¹¹ 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 da variável de taxa de juros, corresponde a uma variável de estoque, sendo a inadimplência média da carteira de crédito.

¹² 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 (De Mello, 2005).

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 crédito consignado¹³. 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 et al (2010), por meio de uma média das observações diárias, ponderada pelo volume diário de concessão de novos empréstimos. A frequência mensal permite compatibilizar os dados de taxas de juros e inadimplência com os dados macroeconômicos e do COSIF.

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 et al, 2010; Belaisch, 2003)¹⁴.

A base de dados inclui somente Bancos Comerciais (2,367 observações), Bancos Múltiplos (12,831) e Sociedades Financeiras de Crédito (4,273) por serem as mais representativas no segmento de crédito a pessoa física, totalizando 19,471 pares banco-modalidade¹⁵. Considerando apenas as observações para as quais as taxas de juros e o volume de novos empréstimos estão disponíveis, sobram 16166 .

Tabela 1: Frequência dos dados: Modalidade e Segmento

	Cheque Especial	Modalidades Pessoa Física			Cartão de Crédito	Total#	% obs
		CDC	Bens: Automóveis	Bens: Outros			
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

¹³ 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 et al; 2010).

¹⁴ 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.

¹⁵ Outros segmentos, como bancos de investimento, bancos de desenvolvimento e caixas econômicas, possuem participação pouco significativa em empréstimos para pessoas físicas nas modalidades consideradas.

A tabela 6 no apêndice apresenta os dados sobre as taxas de juros médias (anualizadas), a maturidade média do estoque e a taxa de inadimplência¹⁶, e a tabela 7 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 automóveis 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 tabela 2 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 2: 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).

¹⁶ 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.

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.

Dessa forma, a análise acima sugere que a correlação entre a taxa Selic e as taxas de juros cobradas nas modalidades de crédito sugere que a correlação é mais alta em momentos de aumentos da taxa Selic e mais baixa em momentos de queda, o que sugere uma rigidez para baixo ou uma assimetria na relação entre a Selic e a taxa de juros bancária em momentos de aperto e distensão da política monetária.

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

3.1 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)¹⁷. Em estados da natureza onde há uma queda no custo 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.

¹⁷ 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 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.

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. Esse efeito pode causar uma redução dos lucros em função de aumento na inadimplência. Uma das implicações empíricas de um equilíbrio com racionamento de crédito é exatamente uma rigidez para cima nas taxas de juros (Berger e Udell, 1992)¹⁸. 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 empírica 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. De Mello (2005) apresenta 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, emprestadores diferem em duas dimensões: (i) na probabilidade de entrar em inadimplência; (ii) no motivo pelo qual tomam crédito. Os 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 conveniência¹⁹ e tomam empréstimos para acomodar choques de curto prazo em suas necessidades de consumo, o que implica uma demanda inelástica a preço. Eles 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.

¹⁸ 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.

¹⁹ O modelo foi proposto para segmentos de cartão de crédito, em Ausubel (1991) e cheque especial (De Mello, 2005). 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.

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 a 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 de modo a testar se existe rigidez no *pass-through* e se ele apresenta alguma assimetria. A estimação toma como base uma equação de *mark-up* relacionando juros e Selic por meio de observações mensais, bem como de dados em frequência diária, de modo a realizar uma análise de evento que explore o caráter periódico das reuniões do COPOM.

3.2 – Modelo Empírico em *time-series*

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 ²⁰. 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 α_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, α_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 Δsel_t foi zero²¹.

O teste de assimetria se resume no exercício de análise do sinal de α_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 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

²⁰ A distinção entre variáveis de fluxo e estoque é importante no decorrer do artigo, e ficará mais clara nas seções subsequentes.

²¹ 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 que avariável corresponde a taxa Selic efetiva, de mercado, não a meta estipulada pelo Banco Central.

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*, 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, 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 α_2 e α_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 (De Mello, 2005). 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 vencimento²², 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).

²² 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.

O termo ε_{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 ε_{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 ε_{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*.

Os resultados estão reportados abaixo. A tabela 3 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 4 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 entre fatores não observáveis que afetam a taxa de juros (c_{ij}) e as variáveis explicativas²³.

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. Conforme a observação da tabela 3, o coeficiente de interesse é sempre negativo, em todas as especificações, apontando para uma maior rigidez quando a taxa Selic está em queda.

Tabela 3: Teste de Assimetria, séries de tempo

	I	II	III	IV	V	VI
	PF OLS Curto	PF OLS Macro	PF OLS	PF OLS Longo	PF OLS Macro	PF OLS
	Prazo	Curto Prazo	Controles Curto	Prazo	Longo Prazo	Controles Longo
			Prazo			Prazo
1[Δ Selic(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[Δ Selic<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 Δ 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(IBGE) (t) e risco país(t). Controles Banco, Ativo Total(t-1), Liquidez(t-1), prazo (estoque), no bancos no conglomerado e default (média 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). Assimetria: Coeficiente de *pass-through* dado baixa) / alta. Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, * 5% e ** a 1%.

Para as modalidades de curto prazo, o coeficiente de *pass-through* (α_2) é altamente significativo em todas as especificações, apontando para um rápido ajuste das taxas de juros (coeficiente maior que um). Contudo, o coeficiente α_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 α_3 , que mede a assimetria, é negativo; porém, quando incluímos todos os controles, ele perde significância.

Abaixo se encontra a tabela 4, que apresenta os resultados do modelo estimado com todos os controles individualmente por modalidade (na tabela 8 do apêndice apresentamos os resultados por modalidade do modelo sem controles e apenas com controles macroeconômicos). 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 4: Teste Assimetria, séries de tempo por Modalidade

	I	II	III	IV	V
	Cheque Especial	Crédito Direto Consumidor	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito
1[$\Delta\text{selic}(t)<0$]	21.943 (5.534)**	-1.778 (5.05)	2.775 (1.640)+	3.721 (3.29)	27.221 (10.473)*
[1] $\text{Selic_anualizada}(t)$	2.819 (0.451)**	1.109 (0.438)*	0.871 (0.116)**	1.004 (0.209)**	1.512 (0.808)+
[2] $\text{Selic_anualizada}(t)*1[\Delta\text{selic}<0]$	-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 $\Delta\text{Selic}(t)=0$. Meses Jun/00 a Abr/06. Inclui intercepto e dummy (baixa). $\text{Selic}(t)$ em pontos percentuais. Controles Macro: produção industrial(t), $\text{ipca}(t)$, 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 $H_0: [1]+[2]=0$.

De maneira geral, o coeficiente da variável default^{24} é não significativo. Porém ele é sempre positivo, exatamente o sinal esperado na ausência de endogeneidade entre default e juros²⁵.

Em resumo, o teste encontrou evidência 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 **Erro! Fonte de referência não encontrada.** no apêndice mostra que as modalidades de longo prazo apresentam, ainda que marginalmente, um grau menor de concentração²⁶. Fato esse que torna a tarefa de distinguir entre as duas hipóteses em forma reduzida um tanto quanto desafiador.

Para finalizar, apresentamos um teste de robustez que estima a equação (1) incluindo defasagens da taxa de juros como variáveis explicativas do modelo empírico²⁷. Seria razoável encontrar forte persistência na

²⁴ Default corresponde ao percentual do estoque com atraso superior a 30 dias úteis.

²⁵ 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).

²⁶ 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.

²⁷ 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 sequencial, relaxando a hipótese de exogeneidade forte.

série de taxas de juros se os dados disponíveis sobre taxas de empréstimos fossem referentes às 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 10 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-Bond²⁸, 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.

4 – Análise de evento: usando dados diários como forma de identificar um choque de oferta

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 incluir defasagens da taxa de juros no modelo empírico, tratamo de alguma forma dessa questão, pois o estimador de Arellano-Bond pressupõe exogeneidade sequencial.

²⁸ 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).

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 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:

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

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

A tabela 5 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*²⁹. Para ambas, o coeficiente que 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 5: Análise de Evento OLS por modalidade. Janela 2 dias

²⁹ 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).

OLS	I	II	III	IV	V
Var.dep. Δ juros(ijR) [janela2dias]	Cheque Especial	Credito Direto Consumidor	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito
1[Δ selic(t)<0]	0.816 (0.224)**	0.266 (0.34)	0.133 (0.10)	0.148 (0.38)	1.26 (0.96)
[A] Δ selic(t)	0.949 (0.175)**	0.542 (0.269)*	0.116 (0.11)	0.135 (0.23)	1.441 (0.813)+
[B] Δ Selic(t)*1[Δ 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. Δ selic(R) é variação na meta-selic. Inclui apenas reuniões onde Δ selic(R) \neq 0. Δ juros(ijR) é a variação do juro 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 Δ selic(R) é negativo. Entra parênteses, estatística do teste de Wald H_0 : [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 α_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. 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 dias³⁰.

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.

³⁰ Por questão de espaço omitimos aqui as tabelas detalhadas com todas as janelas (2,3,5 10 dias em torno da reunião) bem como das modalidades individuais, mas elas estão disponíveis para consulta se requisitadas (phrcastro@gmail.com).

5 - 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.

Um ponto pouco explorado no presente artigo diz respeito às teorias que racionalizariam a evidência empírica acima apresentada. Em princípio, 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 lucros³¹. 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 (De Mello, 2005; 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)³². Uma das implicações empíricas do racionamento de crédito é uma rigidez para cima nas taxas de juros. (Berger e Udell, 1992)³³. Ausubel (1989, 1991) propõe uma teoria alternativa de seleção adversa, que tem como implicação empírica uma rigidez para baixo das taxas de juros³⁴.

A evidência empírica encontrada de forte rigidez para baixo das taxas de juros é favorável ao comportamental proposto por Ausubel. Nele os bancos competem de fato, entretanto, em função de problemas de seleção no mercado de crédito, o incentivo a concorrer na dimensão preço é arrefecido, gerando rigidez para baixo nas taxas de juros. 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 a partir uma conduta pouco competitiva. Isso torna a tarefa de produzir um experimento confiável em forma reduzida extremamente difícil. Dessa forma, o presente artigo se concentra na descrição dos achados empíricos encontrados, deixando para eventuais contribuições

³¹ 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.

³² 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.

³³ 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 Bernstein e Fuentes (2003) para o Chile, apresentam a hipótese de presença de seleção adversa como forma de racionalizar a rigidez encontrada.

³⁴ Na seção 3 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 De Mello (2005) documentam uma maior rigidez para baixo das taxas de juros nos mercados de cartão de crédito nos EUA e de cheque especial no Brasil, respectivamente.

posteriores uma discussão mais detalhada acerca do modelo de competição correto por trás da conduta dos bancos brasileiros nos mercados de aqui crédito considerados³⁵.

Nesse sentido, o presente trabalho representa apenas um primeiro passo nessa discussão, contribuindo para a documentação de um fenômeno empírico de rigidez para baixo no repasse de variações na taxa selic, 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.

6 – Bibliografia e apêndice

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, Christiano; De Mello, João; Garcia, Marcio “Identifying Bank Lending Reaction to Monetary Policy through Data Frequency”, *Economía: the Journal of LACEA*, 10(2), 1-33, 2010.

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

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

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

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

De Mello, João “Information Asymmetry and Competition in Credit Markets: the Case of Overdraft Loans in Brazil” PhD Dissertation, Department of Economics – Stanford University, capítulo 3, 2005.

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

35 O presente artigo é na realidade um desdobramento de uma tese de mestrado defendida na PUC Rio em 2008 (“Seleção Adversa e concorrência no mercado de crédito para pessoa física no Brasil”, disponível em <http://www.econ.puc-rio.br/>). Nela essa discussão é tratada de forma mais completa.

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

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

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

APÊNDICE

Tabela 6: 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
Total	120.15	23.24	4.16	87.14	204.41	12.80	39.35	313.47	10.47
	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
Total	61.29	183.09	13.33	121.02	34.78	12.66	82.33	181.42	10.95
	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 Múltiplo e Banco Comercial)

Tabela 7: Evolução das Taxas de juros e das Novas concessões de Empréstimo

Taxas de Juros e Volume das Novas Operações de Crédito: Evolução anual

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	$\Delta[06/00]$
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

Tabela 8: Estimação em forma reduzida por modalidade, modelos sem controles e com controles macro

	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 (cross section)	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 9: Índices de Concentração por Modalidade de Crédito

Modalidade	número bancos [#]	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 10: Painel 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
Δ juros(t-1)	0.034	0.158	0.456	0.304	0.025
	0.049	(0.089)+	(0.081)**	(0.073)**	0.051
Δ juros(t-2)	0.192	0.097	0.033	0.048	0.048
	(0.047)**	(0.020)**	0.048	0.052	0.048
Δ 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 taxas 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 pais(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) não agrupado em clusters. Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, * a 5% e ** a 1%.

Departamento de Economia PUC-Rio
Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro
Rua Marques de São Vicente 225 - Rio de Janeiro 22453-900, RJ
Tel.(21) 35271078 Fax (21) 35271084
www.econ.puc-rio.br
flavia@econ.puc-rio.br