

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)²⁵. Em estados da natureza onde há uma queda no custo

²⁵ 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)²⁶. 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 conveniência²⁷, e tomam empréstimos para acomodar choques de curto prazo em suas necessidades de consumo, o que implica uma demanda inelástica a preço. Eles

²⁶ 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.

²⁷ 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 ²⁸. 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 zero²⁹.

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

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

²⁹ 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 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 (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 vencimento³⁰, 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 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*.

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

³⁰ 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 explicativas³¹.

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 prazo³². 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%.

³¹ 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.

³² 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* (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 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[Δ 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[Δ 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 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 (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*³³ é não significativo. Porém ele é sempre positivo, exatamente o sinal esperado na ausência de endogeneidade entre *default* e juros³⁴.

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 concentração³⁵. 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

³³ Default corresponde ao percentual do estoque com atraso superior a 30 dias úteis.

³⁴ 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).

³⁵ 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-Bond³⁶, 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

³⁶ 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*³⁷. Para ambas, o coeficiente que

³⁷ 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. 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) > 0. Δ 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 Δ 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 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. 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.