



## ***Sensibilidade da demanda à taxa de juros e poder de mercado em modalidades de crédito pessoal com recursos livres***

*Estudo Especial nº 90/2020 – Divulgado originalmente como boxe do Relatório de Economia Bancária (2019)*

### **Introdução**

A implementação de políticas de promoção da concorrência e o aumento do bem-estar do consumidor são questões importantes para o Banco Central do Brasil (BCB), no âmbito da Agenda BC#. Há, porém, uma série de desafios que dificultam a observação direta do grau de concorrência ou das características da demanda. Por exemplo, ainda que a observação de taxa de juros elevadas para uma modalidade de crédito possa resultar de um ambiente de baixa competição, não é necessariamente assim. Taxas altas podem também ser o resultado de uma demanda pouco sensível a preço (demanda inelástica) em um ambiente com alta competição. De fato, basta que haja algum poder de mercado, mesmo que baixo, para que uma demanda suficientemente elástica produza juros altos. Logo, particularmente em mercados de crédito, a observação de taxa de juros elevada é compatível tanto com demanda inelástica como com baixo grau de concorrência, explicações não mutuamente exclusivas.

Contudo, nem sempre é factível para o regulador e formulador de política a observação direta das características da demanda e o grau de concorrência. Há uma série de desafios inerentes a esse fato que podem tornar a análise de mercados pouco informativa, como suporte empírico, para a implementação de políticas de promoção da concorrência e aumento do bem-estar do consumidor.

Muitas das análises do BCB têm por objetivo oferecer suporte empírico para políticas públicas voltadas à promoção da concorrência no mercado de crédito. Este estudo apresenta metodologia para estimação da sensibilidade da demanda a variações da taxa de juros (elasticidade-juro da demanda) e do grau de poder de mercado dos diferentes produtos de crédito no Brasil.

Em particular, este estudo avalia a sensibilidade da demanda de crédito à taxa de juros e o grau de poder de mercado em diferentes modalidades de crédito livre para pessoas físicas (PFs): cheque especial, crédito pessoal consignado em folha, crédito pessoal não consignado e rotativo no cartão de crédito<sup>1</sup>. É dado destaque ao cheque especial, produto que foi objeto de regulação pelo BCB em novembro de 2019.<sup>2</sup>

Para tal, é feita uma aplicação de um modelo canônico na literatura de medição de concorrência proposto por Bresnahan (1982). Em linhas gerais, o modelo usa preços e quantidades, além de variáveis ligadas ao custo das firmas, para identificar a demanda, e variáveis associadas à demanda para identificar a oferta em um mercado específico de bens ou serviços.

Deriva-se a elasticidade-juro da demanda estimada e infere-se o grau de poder de mercado na estimação da relação de oferta de instituições financeiras (IFs) nos mercados das modalidades de crédito livre para pessoas físicas. São incluídos exercícios adicionais no mercado de cheque especial para destacar: (a) pelo lado da demanda, a relevância da escolaridade; (b) pelo lado da oferta, a importância do grau de penetração do cooperativismo de crédito.

<sup>1</sup> Não foram incluídas modalidades para financiamento específico de bem durável, como automóveis e imóveis.

<sup>2</sup> Vide Resolução 4.765, de 27 novembro de 2019.



### Estratégia empírica da aplicação do modelo de Bresnahan

A aplicação do modelo de Bresnahan (1982) envolve a estimação da demanda e da relação de oferta separadamente para cada modalidade de crédito. Para isso, utiliza-se a variação de preços e quantidades – variáveis endógenas – e demais variáveis exógenas ligadas a características demográficas ou ligadas à oferta das IFs em mercados locais. Portanto, o mercado relevante (a unidade de observação) é o município em determinado ponto no tempo. A estimação utiliza um painel de municípios e é feita por mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). O MQ2E permite lidar com endogeneidade clássica entre preço e quantidade, e controlar por características municipais persistentes e não diretamente observáveis (efeitos fixos de município) que podem afetar distintamente tanto a demanda quanto a oferta nos mercados locais.

Para identificar a demanda, as variáveis exógenas (chamadas instrumentos) utilizadas no primeiro estágio do MQ2E devem estar ligadas exclusivamente à oferta. Elas incluem instrumentos ligados a custos, como a folha de pagamento das IFs e instrumentos de estrutura de mercado, como o grau de penetração local do cooperativismo<sup>3</sup> e o índice de Herfindahl-Hirschman (IHH)<sup>4</sup> – *proxies* indiretas do grau de concorrência nos mercados relevantes. Instrumentos de estrutura de mercado ligados à oferta foram utilizados para ressaltar, em exercício adicional no decorrer do texto, a importância de *proxies* de concorrência para eficiência desses mercados de crédito.<sup>5</sup>

Para identificar a oferta, os instrumentos utilizados no primeiro estágio devem estar ligados exclusivamente à demanda. São eles a massa salarial do município e o número de anos de estudo médio dos trabalhadores formais.<sup>6</sup> Em particular, ressalta-se que o número de anos de estudo médio é o instrumento-chave da demanda que permite identificar o grau de poder de mercado na estimação da oferta ao afetar a elasticidade-juro das modalidades de crédito pessoal, como demonstrado a seguir. Como os modelos incluem efeitos fixos de municípios, as variações dos instrumentos na demanda e na relação de oferta podem ser interpretadas sucintamente como o quanto o grau de concorrência e o quanto a renda, respectivamente, variaram diferentemente em municípios distintos.<sup>7</sup>

O modelo tem preço e quantidade determinados pela interseção da função de demanda e da relação de oferta, e traz hipóteses convencionais quanto à especificação da demanda e do custo marginal, às condições de equilíbrio e à relação de oferta das firmas que operam no mercado. A seguir serão apresentadas as equações da demanda e da relação de oferta. Detalhes na definição formal da elasticidade-juro, especificação do custo marginal e derivação da relação de oferta estão no Apêndice 1.<sup>8</sup>

A função de demanda presume que os consumidores são tomadores de preço, defrontando-se com a seguinte função de demanda quase-linear:

$$Q_{j,t}^m(P^m, Y, Z; \alpha^m) = \alpha_0^m + \alpha_1^m P_{j,t}^m + \alpha_2^m Y_{j,t} + \alpha_3^m (P_{j,t}^m Z_{j,t}) + \alpha_4^m Z_{j,t} + \mu_j + \delta(t) + \epsilon_{j,t}^m, \quad (1)$$

3 O grau de cooperativismo é a razão da carteira ativa de modalidades ofertadas por cooperativas e o total em carteira ativa de todas as modalidades de um município.

4 O IHH mede o nível de concentração econômica. Em sua versão normalizada, o IHHn, o índice é obtido pelo somatório do quadrado da participação (saldo em carteira ativa) de cada IF no mercado considerado e agregado por município, ponderando pelo saldo em carteira ativa da modalidade.

5 Outras variáveis convencionais ligadas a custos financeiros poderiam ser utilizadas como instrumentos, como volume de captação de depósitos e outras medidas de custo administrativos. Note que usar instrumentos de estrutura de mercado, embora possa afetar precisão das estimativas, não afeta consistência.

6 Massa salarial é a soma de todos os rendimentos do trabalho formal municipais contidos na Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e anos de estudo médio é a média municipal dos anos de estudos dos indivíduos na Rais.

7 A inclusão de preços e quantidades de outras modalidades de crédito livre para pessoas físicas como instrumentos na estimação da demanda e oferta de uma modalidade específica agrega à qualidade da estimação. Isso indica que substituíbilidade e complementariedade podem ser relevantes tanto para a demanda quanto para a oferta das modalidades. Ainda que tal análise requeira um estudo mais aprofundado, que não está na essência desse estudo, usamos esse *approach* nas estimações reportadas.

8 Para detalhes do modelo teórico, vide o texto original em Bresnahan (1982). Esse modelo teórico também é utilizado, por exemplo, nos trabalhos de Shaffer (1993), Steen e Salvanes (1999), Nakane (2002), Sanches et al. (2009), entre outros.



onde  $Q$  é o saldo em carteira ativa,  $P$  a taxa de juros,  $Y$  é a massa salarial, como variável de renda, e  $Z$  representa anos de estudo médio;  $\mu$  captura efeitos fixos de municípios,  $\delta(t)$  é um polinômio de tempo<sup>9</sup> e  $\epsilon$  representa um termo de erro estatístico – tal que  $m$  indexa a modalidade de crédito e  $j, t$  representam, respectivamente, o município e o ponto no tempo.<sup>10</sup>

A variável “número de anos de estudo médio” está correlacionada com massa salarial, mas capta outros potenciais efeitos. A literatura aponta que a escolaridade causa um crescimento nas habilidades cognitivas e essas habilidades estão ligadas a melhores resultados financeiros (mesmo controlando pela renda e contexto familiar), provavelmente porque auxiliam a elaborar decisões financeiras complexas.<sup>11</sup> Logo, investiga-se a relevância da escolaridade como instrumento-chave da demanda, que entra interativamente com a taxa de juros, tal que variações de anos de estudo médio combinam elementos tanto de deslocamento vertical quanto de rotação da demanda por crédito das modalidades (afeta a elasticidade-juro). Isso, por sua vez, é essencial para tornar possível identificar o grau de poder de mercado na estimação da oferta, tal como demonstrado no Apêndice 1.

A relação de oferta tem uma forma mais geral, que admite que as firmas (no caso, as IFs) tenham algum poder de mercado e deriva das condições de primeira ordem do problema de maximização de lucros que iguala a receita marginal percebida pela firma,  $RM_p$ , e o seu custo marginal,  $CM$  ( $RM_p = CM$ ). O conceito de receita marginal percebida indica que esta pode variar de acordo com as condições competitivas do mercado, indexadas por um parâmetro de conduta médio em oligopólios,  $\lambda^m$ . A abordagem aplicada aqui permite que o grau de competição no mercado seja intermediário entre os dois extremos: (i) concorrência perfeita, com  $RM_p = P$  e (ii) monopólio completo, com  $RM_p = RM$ , onde  $RM$  é a receita marginal. Quando  $P < RM_p < RM$ , existe algum elemento intermediário de poder de mercado.

Rearranjando os termos da condição de equilíbrio  $RM_p = CM$  e considerando a demanda e o custo marginal, a relação de oferta nessa aplicação empírica passa a ser:

$$P_{j,t}^m((Q')^m, Q^m, W; \lambda^m, \beta^m) = \lambda^m(Q')_{j,t}^m + \beta_0^m + \beta_1^m Q_{j,t}^m + \sum_{i=2}^I \beta_i^m W_{i,j,t} + \mu_j + \delta(t) + \epsilon_{j,t}^m, \quad (2)$$

onde  $(Q')_{j,t}^m$ , “saldo em carteira ativa”, é uma variável derivada da receita marginal percebida e que depende do saldo em carteira (quantidade –  $Q_{j,t}^m$ )<sup>12</sup> e da elasticidade-juro, tal que esta se assume como conhecida pela estimação da equação de demanda da modalidade de crédito. A relevância do instrumento-chave,  $Z$  (nesse caso, anos de estudo médio), que afete a elasticidade-juro da demanda por crédito da modalidade, ou seja, que implique uma rotação da curva de demanda, está em gerar variação em  $(Q')_{j,t}^m$  distinta da variação em  $Q_{j,t}^m$  e então tornar possível distinguir  $\lambda^m$  e  $\beta_1^m$  e, portanto, identificar  $\lambda^m$ .  $W$  é um vetor com variáveis-proxy ligadas ao custo das IFs (folha de pagamento das IFs) e de estrutura de mercado, que inclui IHH e grau de cooperativismo, como proxies indiretas de concorrência para eficiência desses mercados de crédito.  $\mu$  e  $\delta(t)$  novamente representam efeitos fixos de municípios e um polinômio de tempo, respectivamente, e  $\epsilon_{j,t}^m$  é um termo de erro estatístico.

O modelo indica que se  $\lambda^m = 0 \Rightarrow RM_p = P$  haveria concorrência perfeita,  $\lambda^m = 1 \Rightarrow RM_p = RM$  denotaria monopólio e  $0 < \lambda^m < 1 \Rightarrow P < RM_p < RM$  representaria algum poder de mercado.<sup>13</sup>

9 Optou-se por incluir uma tendência de tempo determinística (polinômio de tempo) em vez de um modelo mais flexível com *dummies* de mês-ano para capturar efeitos sazonais a fatores agregados médios. Tal inclusão arbitrária se dá pelo ganho de precisão das estimativas, particularmente ligadas à oferta, o que inclui o parâmetro de conduta, como demonstrado no decorrer deste estudo. Ademais, diferentes graus de polinômios foram testados, como quadrático e cúbico, não afetando quantitativamente as estimativas pontuais e sua precisão. A inclusão de *dummies* de tempo não afeta a precisão na demanda, mas afeta na oferta, uma vez que, como será mostrado, a estimação da oferta está interligada à demanda. Portanto, a escolha se dá pela coerência na especificação da demanda e da oferta considerando o ganho de precisão.

10 Repare que  $P$  e  $(PZ)$  são as variáveis que introduzem endogeneidade à equação de demanda.

11 Cole, Shawn A., Anna Paulson, and Gauri Kartini Shastri. Smart money? The effect of education on financial outcomes. *Review of Financial Studies* 27, no. 7 (July 2014): 2022–2051.

12 Note que as variáveis endógenas na equação da relação de oferta são  $Q'$  e  $Q$ .

13 Portanto,  $\lambda^m$  poderia assumir qualquer valor no intervalo  $[0,1]$ . Vide o Apêndice 1 para detalhes na derivação da relação de oferta.



A mensuração correta dos parâmetros da demanda e da oferta depende da plausibilidade das hipóteses de identificação. Nesse caso, é necessário que o grau de concorrência nos mercados locais não afete diretamente a quantidade demandada de crédito e que a massa salarial do município não afete diretamente a taxa de juros ofertada. As hipóteses são plausíveis: a competição entre as IFs não alteraria a procura por crédito dos moradores de um município diretamente. O mecanismo pelo qual a competição poderia afetar a demanda é indireto, por meio da oferta do crédito. Em outras palavras, se mais competição reduzir a taxa de juros ofertada, pode haver maior demanda por crédito. Simultaneamente, a massa salarial do município não afeta diretamente as condições da oferta de crédito. Afeta indiretamente por meio da demanda pois, se um município enriquece e então aumenta a quantidade demandada de crédito, isso pode elevar a oferta. Um desafio adicional emerge pelo fato de que pode haver alguns fatores pertencentes à curva de demanda ou à curva de oferta não apropriadamente controlados, e que poderiam se correlacionar, respectivamente, com o grau de concorrência ou com a renda. O candidato mais evidente para a demanda é a própria renda e, no caso da oferta, o grau de concorrência: em municípios onde a renda cresce mais rapidamente, a competição no crédito cresce mais rapidamente. Ao controlar por massa salarial na demanda e *proxies* indiretas do grau de concorrência na relação de oferta, as principais ameaças à estratégia de identificação estão, portanto, contidas.

## Descrição dos dados

Os dados utilizados nas estimações têm frequência mensal de abril de 2017 a abril de 2019<sup>14</sup> e formam um painel com todos os municípios do país (5.567 municípios). A base combina informações de preços (taxa de juros) e quantidades (saldo em carteira ativa das modalidades de crédito) de contratos de crédito no nível cliente-banco no Sistema de Informações de Crédito do BCB (SCR) com características demográficas na Rais, agregadas em termos municipais.

As variáveis com dados obtidos do SCR são: saldo da carteira ativa da modalidade, taxa de juros da modalidade, grau de cooperativismo e o IHH. As variáveis que têm como fonte a Rais são: massa salarial, folha de pagamento das IFs e anos de estudo médio. Ademais, restringimos a amostra para apenas municípios onde haja trabalhadores empregados em IFs – folha de pagamento das IFs positiva (4.943 municípios).

14 Para manter a homogeneidade da base de dados e evitar potencial introdução de viés na elasticidade-juro da demanda e no parâmetro de conduta estimados, a amostra temporal do painel foi definida de modo a não incluir quebras estruturais relevantes. Dentre elas, destacam-se mudanças regulatórias no crédito rotativo do cartão de crédito em abril de 2017 e as mudanças no limite inferior de identificação de dívida individualizada no SCR, que passou para R\$200,00 em junho de 2016 e, em seguida, para R\$50,00 em maio de 2019.



**Tabela 1 – Estatísticas descritivas**

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<b>Modalidades de crédito livre para PFs</b>				
<b>Cheque especial</b>				
Taxa de juros (% a.a.)	246	51,3	69,4	469,2
Saldo em carteira ativa (R\$ mil)	3.466	38.300	0,4	2.680.000
<b>Consignado em folha</b>				
Taxa de juros (% a.a.)	27,3	1,6	20,4	37,8
Saldo em carteira ativa (R\$ mil)	64.300	460.000	243	21.200.000
<b>Pessoal não consignado</b>				
Taxa de juros (% a.a.)	98,9	37,4	15,9	434,0
Saldo em carteira ativa (R\$ mil)	19.900	190.000	63	11.900.000
<b>Rotativo no cartão de crédito</b>				
Taxa de juros (% a.a.)	184,7	62,6	30,8	566,9
Saldo em carteira ativa (R\$ mil)	2.247	21.700	0,1	2.130.000
<b>Demanda e custo das IFs</b>				
Número de anos de estudo médio	10,2	0,7	7,1	13,7
Massa salarial (R\$ mil)	30.400	294.000	271	16.600.000
IHH	3,7	1,2	1,1	9,5
Grau de cooperativismo (%)	17,4	24,6	0	96,4
Folha de pagamento das IFs (R\$ mil)	1.312	23.000	0,5	1.530.000

Nota: As estatísticas se referem à amostra temporal do painel: 2017:04-2019:04.

Para cada variável, há 123.563 observações.

A Tabela 1 mostra que há diferenças consideráveis de taxas de juros e saldo em carteiras médias do painel por modalidades. Por exemplo, a modalidade cheque especial, caracterizada por apresentar maior rotatividade e ser de demanda emergencial, tem uma taxa média de juros de 246% ao ano (a.a.) e saldo médio em carteira de cerca de 3,5 milhões de reais, o que contrasta com os 27,3% a.a. de taxa de juros média e 64,3 milhões de reais de saldo médio do crédito consignado em folha, modalidade com prazo de vigência maior e cuja demanda é em geral não emergencial.

## Resultados

### Estimação da demanda e elasticidades-juro das modalidades de crédito

Os resultados do segundo estágio das regressões em MQ2E da demanda por modalidade – equação (1) – sugerem que escolaridade afeta a elasticidade-juro da demanda de todas as modalidades<sup>15</sup>. Em especial, o coeficiente  $\hat{\alpha}_3^m$  (termo interação taxa de juros e anos de estudo médio) apresentou, de forma geral, significância estatística,<sup>16</sup> o que é condição necessária para a estimação do grau de poder de mercado na

15 De um modo geral, nota-se que as demandas foram precisamente estimadas. Além disto, o teste de Hausman e estatísticas  $F$  reportados atestam, respectivamente, para endogeneidade das variáveis endógenas da equação de demanda das modalidades e para significância conjunta das variáveis do modelo. Particularmente no teste de Hausman, as estimações não consideram erros-padrão clusterizados por município. O mesmo se aplica para a Tabela 4 com as estimativas da oferta.

16 Tal como também indica o teste de Wald,  $X^2$ , para  $\alpha_3 = 0$ .



equação de oferta (vide Apêndice 1). As modalidades mais sensíveis à taxa de juros – demanda elástica, ou seja, elasticidade-juro<sup>17</sup> maior do que 1 (em módulo) – são as de crédito rotativo no cartão de crédito e consignado em folha, com, respectivamente, -4,24 e -4,18, seguidos do crédito pessoal não-consignado, com -1,08.<sup>18</sup> Por exemplo, no caso do crédito consignado em folha, um aumento de 10% na taxa de juros – equivalente a um aumento de 3 pontos percentuais (p.p.) ao ano – leva a uma queda de mais de 40% na demanda por essa modalidade. Por outro lado, a modalidade menos sensível à taxa de juros é o cheque especial – demanda inelástica; ou seja, elasticidade-juro menor do que 1 (em módulo), -0,56.<sup>19</sup> Um aumento de 10% na taxa de juros do cheque especial – correspondente a aproximadamente 25 p.p. ao ano em relação à taxa média do painel – leva a uma queda pequena, de aproximadamente 6%, na demanda.

A elasticidade é um parâmetro comportamental. Ela é o resultado de um balanceamento complexo entre a existência de produtos alternativos, o quão essencial é o consumo do produto e também de outros fatores, como vieses comportamentais.<sup>20</sup> Quanto maior a elasticidade da demanda, maior a disciplina que os consumidores impõem sobre a capacidade de imposição de preço que ofertantes com algum poder de mercado têm. Excetuando o caso de concorrência perfeita, quando o preço é totalmente determinado por custo marginal, a seguinte relação emerge: quanto mais insensível a preço é a demanda, maior o preço do produto. Esse é o caso, por exemplo, do cheque especial – única modalidade que apresentou demanda inelástica. Tal insensibilidade da demanda à taxa de juros, nesse caso, reflete características peculiares dessa modalidade, como o fato de ser também na prática um serviço de seguro contra despesas pessoais imprevistas cujo prêmio é o acesso imediato a um serviço financeiro de crédito sempre que o saldo em conta-corrente se torne negativo.

17 A elasticidade-juro da demanda é definida como a variação percentual no saldo em carteira ativa da modalidade de crédito associada à variação de 1% do nível da taxa de juros anual.

18 A elasticidade da demanda da modalidade rotativo no cartão de crédito pode refletir as mudanças institucionais do Conselho Monetário Nacional (CMN) no início da amostra, em abril de 2017 – Resolução 4.549, de 26 de janeiro de 2017 – e complementadas em junho de 2018 – Resolução 4.655, de 26 de abril de 2018. Dentre as principais medidas, destaca-se que as IFs passaram a ter que oferecer linhas de crédito com juros mais baixos ao cliente caso esse não pague o saldo do rotativo em até um mês. Além disso, o percentual de limite mínimo para pagamento parcelado passou a ser definido livremente pelos emissores do cartão de crédito de acordo com o perfil e relação com o cliente. Passou a existir somente uma taxa de juros, do rotativo “regular”, também para os inadimplentes, mas as IFs passaram a poder cobrar multa e juros de mora.

19 Um conceito adicional de elasticidade é a semielasticidade-juro da demanda (variação percentual no saldo em carteira ativa da modalidade de crédito associada à variação de 1 p.p. na taxa de juros anual). Para isso, a especificação da equação da demanda deve ser ligeiramente diferente (*log-lin*):  $\log Q_{j,t}^m(P^m, Y, Z; \alpha^m) = \alpha_0^m + \alpha_1^m P_{j,t}^m + \alpha_2^m Y_{j,t} + \alpha_3^m (P_{j,t}^m Z_{j,t}) + \alpha_4^m Z_{j,t} + \mu_j + \delta(t) + \epsilon_{j,t}^m$ . e a semielasticidade é formalmente definida a seguir:  $\zeta_p^m = (\alpha_1^m + \alpha_3^m \bar{Z})$ , onde  $\bar{Z}$  é a média de anos de estudo do painel. As estimativas pontuais (todas significantes a 1%) são: -0,003 para o cheque especial, -0,093 no crédito consignado em folha, -0,013 no crédito pessoal não consignado e -0,024 no crédito rotativo no cartão de crédito. Note, por exemplo, que um aumento de 10 p.p. na taxa de juros do cheque especial implica redução no saldo em carteira ativa de apenas 0,03%, o que contrasta com o crédito consignado em folha, em que uma elevação de 10 p.p. da taxa de juros implica um declínio de 0,93% no saldo em carteira ativa dessa modalidade de crédito.

20 Podem-se citar, como exemplos de vieses comportamentais, racionalidade desatenta, desconto hiperbólico, entre outros.





**Tabela 2 – Demanda por modalidades de crédito selecionadas**

Variável dependente: saldo em carteira ativa	Modalidades de crédito livre para pessoas físicas			
	Cheque especial	Consignado em folha	Pessoal não consignado	Rotativo no cartão de crédito
Taxa de juros	20,080** (2,37)	1,22E+08** (2,50)	3,13E+06*** (2,87)	4,97E+06** (2,09)
Massa salarial	-0,05** (-2,06)	2,10*** (7,15)	0,96*** (32,83)	-0,53*** (-5,48)
Taxa de juros x Número de anos de estudo médio	-2,740** (2,01)	-1,29E+07*** (-2,71)	-328.110*** (-2,98)	-492.386** (-2,09)
Número de anos de estudo médio	7,05E+06* (-1,94)	3,65E+08*** (2,71)	3,49E+07*** (2,94)	9,01E+09** (2,09)
Constante	1,36E+07*** (5,30)	-3,46E+09** (-2,51)	-3,12E+08*** (-2,68)	-8,91E+08** (2,00)
Efeitos fixos			Município	
Tendência de tempo			Quadrática	
Teste de Hausman	26,20***	6,454***	9,696***	333,932***
Estatística <i>F</i>	72,91***	28,71***	143,14***	21,76***
Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\alpha_3^m = 0$ )	4,06**	7,36***	8,88***	4,36**
Observações	123.563	123.563	123.563	123.563
Elasticidade-juro	-0,56*** (-6,21)	-4,18* (-1,78)	-1,08*** (-3,02)	-4,24** (-2,20)

Notas: \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%.

Estatísticas *T* são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes.

Erros-padrão são clusterizados no nível do município.

As estimativas se referem à amostra temporal do painel: 2017:04-2019:04.

Relatórios recentes do BCB<sup>21</sup> destacam que os usuários com maior utilização do cheque especial são os de menor renda. A recorrência do uso do cheque especial é menor no nível mais alto de escolaridade. Nesse sentido, é particularmente de interesse saber como a elasticidade interage com escolaridade. Para tal, aplica-se a definição de elasticidade-juro da equação (A.1) no Apêndice 1, utilizando os parâmetros estimados na coluna referente ao cheque especial na Tabela 2 por quintis de anos de estudo.<sup>22</sup> De acordo com a Tabela 1, a média do painel para anos de estudo é 10,2 anos, com médias por quintis de anos de estudo variando de 9,1 anos no 1º quintil a 11 anos no 5º quintil, segundo a Tabela 3. A Tabela 3 também sugere que a elasticidade-juro da demanda de cheque especial fica monotonicamente menos inelástica quanto maior a média de anos de estudo do painel, dobrando entre o 1º e o 5º quintis com, respectivamente, -0,35 e -0,71.<sup>23</sup>

21 Vide, por exemplo, o box “Utilização do cheque especial: perfil dos usuários” do Relatório de Economia Bancária (REB) 2018, o Estudo Especial 44/2019 – “Utilização do cheque especial: perfil dos usuários” – e o Estudo Especial 60/2019 – “Cheque especial: estatísticas adicionais sobre sua utilização”.

22 A agregação municipal do painel, embora imperfeita, ajuda a passar uma intuição sobre a relação entre elasticidade-juro da demanda e grau de escolaridade. As observações de anos de estudo médio do painel foram ordenadas em modo crescente para demarcar cinco grupos contendo 20% das observações cada. Ou seja, o grupo com 20% das observações com menor média de anos de estudo – 1º quintil, assim sucessivamente, até o 20% das observações com maior média de anos de estudo – 5º quintil. Desse modo, a aplicação da equação (2) com a definição de elasticidade-juro da demanda para cada quintil passa a ser:  $\eta_p^{m,k} = (\alpha_1^m + \alpha_3^m \bar{z}^k) \left( \frac{\bar{p}^m}{\bar{q}^m} \right)$ , onde *m* representa a modalidade cheque especial e *k* indexa o quintil de anos de estudos no painel, tal que  $k = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ .

23 Para elasticidades-juro por quintis de anos de estudo médio para todas as modalidades desse estudo, vide a Tabela A.1 no Apêndice 2.



**Tabela 3 – Anos de estudo e Elasticidade-juro do cheque especial por quintil de anos de estudo**

	1º quintil	2º quintil	3º quintil	4º quintil	5º quintil
Número de anos de estudo médio	9,1	9,7	10,1	10,4	11,0
Elasticidade-juro	-0,35** (-2,28)	-0,47*** (-6,81)	-0,54*** (-7,06)	-0,60*** (-4,97)	-0,71*** (-3,27)

Notas: \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%.

Estatísticas *T* são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes.

As estimativas se referem à amostra temporal do painel: 2017:04-2019:04.

Portanto, os mercados locais, de modo geral, estão mais suscetíveis a observar preços relativamente mais elevados para o cheque especial. A demanda municipal, por ser inelástica, impõe relativamente menos disciplina sobre a capacidade de imposição de preço das IFs ofertantes em caso destas deterem algum poder de mercado. Ademais, as localidades com mais consumidores relativamente menos escolarizados, em especial, além de serem as que mais utilizam o cheque especial, são as que têm demanda menos sensível a variações da taxa de juros.

### Estimação da relação de oferta e grau de poder de mercado nas modalidades de crédito

Os resultados do segundo estágio das regressões em MQ2E da oferta por modalidade – equação (2) sugerem que o grau de poder de mercado afeta a elasticidade-juro da oferta da maior parte das modalidades.<sup>24</sup> Particularmente, o coeficiente de conduta,  $\lambda^m$  (variável “saldo em carteira ativa”), apresentou significância estatística nas modalidades cheque especial, consignado em folha e pessoal não consignado com valores nas estimativas pontuais de 0,11, 0,46 e 0,08, respectivamente (Tabela 4). A estimativa pontual do coeficiente de conduta para o rotativo do cartão de crédito de 0,14 não foi estatisticamente significativa.<sup>25</sup>

Adicionalmente, ressalta-se que testes de Wald rejeitam as hipóteses nulas representando situações extremas de, respectivamente, concorrência perfeita –  $\lambda^m = 0$  – e monopólio –  $\lambda^m = 1$  – em praticamente todas as modalidades. Logo, as regressões apresentam evidência empírica de que há algum grau de poder de mercado nas modalidades de crédito livre para pessoas físicas selecionadas neste estudo, à exceção da modalidade crédito rotativo no cartão de crédito. Nessa última, não é possível rejeitar a hipótese de conduta competitiva das IFs.

Entretanto, o modelo de Bresnahan não oferece uma interpretação ordinal para o valor absoluto do coeficiente de conduta entre os extremos 0 e 1.<sup>26</sup> Ou seja, o fato de a estimativa pontual desse coeficiente no crédito consignado em folha ser maior não necessariamente indica maior poder de mercado das IFs ofertantes dessa modalidade. Ademais, como a demanda de consignado é sensível à taxa de juros, a capacidade de imposição de preço das IFs ofertantes é mais restrita, em comparação a modalidades com demandas menos sensíveis à taxa de juros, independentemente do grau de poder de mercado que as IFs possam ter.

24 As relações de oferta foram estimadas com razoável precisão, com exceção da modalidade rotativo no cartão de crédito. Note também que incluir a variável “saldo em carteira ativa” extrai variação da variável “saldo em carteira” de modo generalizado, com coeficiente  $\beta_1^m$  virtualmente igual a zero, considerando que existe algum grau de colinearidade entre essas variáveis.

25 Uma vez que a estimação da relação de oferta de cada modalidade utiliza um regressor gerado na regressão da demanda – “saldo em carteira ativa” – as relações de oferta foram estimadas novamente ajustando os erros padrão por *bootstrapping* com 2.000 replicações. Entretanto, o coeficiente de conduta,  $\lambda^m$ , somente foi estimado com razoável precisão na modalidade cheque especial, com p-valor de 0,038. Nas modalidades de crédito consignado em folha, pessoal não consignado e rotativo no cartão de crédito, os p-valores foram, respectivamente, 0,455, 0,343 e 0,872.

26 Apesar de que interpretar  $0 < \lambda^m < 1$  fuja do escopo deste estudo e requeira maior aprofundamento em análise futura, destaca-se que, para tanto, deve-se fazer uma hipótese quanto a modelos de oligopólio. Por exemplo, a solução de equilíbrio de Cournot tem  $\lambda^m = 1/n$ , de modo que o valor do parâmetro de conduta seja inversamente proporcional ao número de firmas no mercado.





**Tabela 4 – Relação de oferta por modalidades de crédito selecionadas**

Variável dependente: taxa de juros	Modalidades de crédito livre para pessoas físicas			
	Cheque especial	Consignado em folha	Pessoal não consignado	Rotativo no cartão de crédito
Saldo em carteira ativa'	<b>0,11***</b> (3,09)	<b>0,46**</b> (2,43)	<b>0,08*</b> (1,75)	<b>0,14</b> (1,25)
Saldo em carteira ativa	0,00*** (-3,10)	0,00*** (-2,65)	0,00* (-1,76)	0,00 (-1,10)
Grau de cooperativismo	-0,74*** (-16,74)	-0,003*** (-2,73)	-0,09*** (-4,69)	-0,35*** (-2,56)
IHH	4,26*** (8,98)	0,03*** (2,73)	0,06 (0,26)	0,74 (0,64)
Folha de pagamento das IFs	4,02E+06*** (2,89)	9,40E+09*** (2,72)	1,04E+06* (1,65)	0,005*** (5,95)
Constante	884,26*** (106,62)	25,55*** (227,20)	-102,09*** (-31,87)	-436,23*** (-7,05)
Efeitos fixos			Município	
Tendência de tempo			Quadrática	
Teste de Hausman	288,34***	5.561***	579,97***	237,95***
Estatística <i>F</i>	13.720***	24.756***	209,38***	1.046***
Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\lambda^m = 0$ )	9,57***	5,89**	3,06*	1,57
Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\lambda^m = 1$ )	619,06***	8,43***	432,55***	67,60***
Observações	123.563	123.563	123.563	123.563

Notas: \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%.

Estatísticas *T* são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes.

Erros-padrão são clusterizados no nível do município.

As estimativas se referem à amostra temporal do painel: 2017:04-2019:04.

Além disso, verifica-se que os coeficientes das variáveis-*proxy* de estrutura de mercado (grau de cooperativismo e IHH) e de custos (folha de pagamento da IFs) apresentaram sinal como esperado. A Tabela 4 demonstra que maiores custos com folha de pagamento das IFs e mais concentração (IHH) estão associados a níveis mais elevados de taxas de juros. Dentre essas variáveis, destaca-se tanto a precisão da estimativa quanto a robustez do efeito negativo do coeficiente do grau de cooperativismo sobre o nível da taxa de juros ofertada em todas as modalidades, o que pode sugerir a importância de uma maior inserção de cooperativas de crédito para a concorrência nesses mercados.

Para corroborar tal evidência, inclui-se um exercício ilustrativo, novamente aplicado à modalidade cheque especial, que estima a relação de oferta restringindo a amostra para somente municípios onde há cooperativas



de crédito<sup>27</sup>, ou seja, onde a variável “grau de cooperativismo” é diferente de zero. Por consistência, deve-se também estimar a demanda com a mesma restrição amostral devido à interligação desta com a oferta, por meio da variável “saldo em carteira ativa”, como demonstra o Apêndice 1. A Tabela 5 reporta a estimação da demanda e da relação da oferta, considerando somente municípios onde há cooperativas de crédito.<sup>28</sup> Na estimação da demanda, percebe-se que a elasticidade-juro não é estatisticamente afetada ao se restringir a amostra para municípios onde há cooperativas de crédito ao se comparar com a elasticidade-juro para todos os municípios do país – respectivamente, -0,61 na Tabela 5 e -0,56 na Tabela 2. Entretanto, na estimação da relação de oferta, o coeficiente de conduta reduz de 0,11 em todos os municípios do país para 0,03 nos municípios com essa restrição da amostra.<sup>29</sup> Utilizando a referência do modelo de Cournot, por exemplo, esse valor indicaria, em média, menor poder de mercado das IFs ofertantes de cheque especial, considerando apenas municípios onde há cooperativas de crédito em relação a todos os municípios do país.

**Tabela 5 – Demanda e relação de oferta do cheque especial**

Variável dependente: saldo em carteira ativa	Demanda	Variável dependente: taxa de juros	Relação de oferta
Taxa de juros	-60.648* (-1,64)	Saldo em carteira ativa'	<b>0,03**</b> <b>(2,26)</b>
Massa salarial	-0,05** (-2,46)	Saldo em carteira ativa	0,00** (-2,25)
Taxa de juros x Número de anos de estudo médio	6.937* (1,89)	Grau de cooperativismo	-0,86*** (-10,46)
Número de anos de estudo médio	1,63E+06* (1,94)	IHH	4,71*** (7,63)
Constante	7,83E+06 (0,89)	Folha de Pagamento das IFs	6,61E+07* (1,67)
		Constante	846,82*** (89,85)
Efeitos fixos	Município	Efeitos fixos	Município
Tendência de tempo	Quadrática	Tendência de tempo	Quadrática
Teste de Hausman	11,02***	Teste de Hausman	17,58***
Estatística F	354,32***	Estatística F	8.605***
Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\alpha_3^m = 0$ )	3,59*	Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\lambda^m = 0$ )	5,12**
Observações	105.836	Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\lambda^m = 1$ )	7.205***
Elasticidade-juro	<b>-0,61***</b> <b>(-7,35)</b>	Observações	105.836

Notas: \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%.

Estatísticas T são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes.

Erros-padrão são clusterizados no nível do município.

A amostra temporal do painel é 2017:04-2019:04 somente para municípios onde há cooperativa de crédito.

27 Os mercados de crédito no Sistema Financeiro Nacional (SFN) incluem cooperativas de crédito. Logo, o pressuposto de maximização de lucros de firmas, apesar de usualmente aplicado a bancos, pode ser considerado uma simplificação para cooperativas, que podem combinar maximização de lucro operacional (sobras) com maximização de benefícios de seus membros. Embora a participação de cooperativas no mercado de crédito tenha crescido, de acordo com REB 2018, representava somente 2,81% da carteira classificada de créditos em 2018. Na modalidade crédito pessoal não consignação, a participação chega a aproximadamente 10% do total. Apesar de que se acredite que essa simplificação não deva afetar os resultados agregados deste estudo, essa hipótese, em última análise, deve ser verificada empiricamente.

28 Vide as Tabelas A.2 e A.3 no Apêndice 2 para os mesmos resultados da Tabela 5 para todas as modalidades desse estudo.

29 A relação de oferta foi também estimada ajustando os erros padrão por *bootstrapping* com 2.000 replicações para lidar com o fato de que “saldo em carteira ativa” é um regressor gerado pela estimação da demanda. Entretanto, o coeficiente de conduta,  $\lambda^m$ , obteve p-valor de 0,306. Teste de Wald para  $\lambda^m=1$  rejeita a hipótese nula de monopólio,  $\chi^2=1.471^{***}$ ; entretanto, o mesmo teste para  $\lambda^m = 0$  não rejeita a hipótese nula de que há conduta competitiva no mercado de cheque especial ao restringir a amostra para somente municípios onde há cooperativas de crédito,  $\chi^2 = 1,05$ .



Evidências sobre a relação entre cooperativismo de crédito e conduta das IFs são ainda escassas para estabelecer se cooperativismo provoca maior competição em dado mercado de crédito no país ou se apenas complementa IFs não cooperativas em localidades onde não há estrutura suficiente de rede bancária. Entretanto, há exemplos de estudos<sup>30</sup> que indicam que cooperativas de crédito podem aumentar a eficiência da estrutura de ativos e passivos em localidades com maior capital social ou onde haja maior dificuldades de acesso e maior nível de custos dos serviços financeiros oferecidos pela rede bancária. Nesse sentido, a atuação de cooperativas de crédito mitigaria falhas de mercado associadas a custos de transação ou à assimetria de informação entre ofertantes e clientes.

## Considerações finais

Este estudo estima a sensibilidade da demanda por crédito à taxa de juros nas modalidades cheque especial, crédito pessoal consignado em folha, crédito pessoal não consignado e rotativo no cartão de crédito e também o grau de poder de mercado. Faz-se a aplicação de um modelo canônico na literatura de medição de concorrência proposto por Bresnahan (1982). As estimações se baseiam em um painel de 4.943 municípios (em que há trabalhadores empregados em IFs). Encontram-se evidências de que a elasticidade-juro da demanda interage com a escolaridade média em diversos mercados locais de crédito livre para pessoa física.

Os resultados ajudam a racionalizar os padrões de taxas de juros observados em diferentes modalidades. Alto grau de inelasticidade da demanda, na presença de algum poder de mercado, racionaliza as altas taxas de juros no cheque especial. Os resultados empíricos mostram exatamente isso. Há algum poder de mercado no cheque especial – rejeitam-se as hipóteses nulas de concorrência perfeita e de monopólio – aliado à demanda inelástica. Inelasticidade aliada à algum poder de mercado é a justificativa da intervenção feita no cheque especial. Modalidades cuja demanda é mais elástica têm menores preços.

Em particular na demanda por cheque especial, localidades com mais pessoas em condições socioeconômicas pouco favorecidas são mais impactadas por essas interações, na medida em que as demandas dessas pessoas são mais inelásticas, as mesmas sofrem mais choques financeiros e têm menos alternativas financeiras. Essas características da demanda podem exacerbar decisões subótimas de consumo/poupança dos consumidores que, se associadas à existência de poder de mercado das IFs, podem impactar ainda mais negativamente o bem-estar do consumidor e a eficiência da economia. Por outro lado, evidências preliminares sugerem que o cooperativismo de crédito pode contribuir para a promoção da concorrência em mercados locais de crédito.

Finalmente, destaca-se que o BCB tem tomado medidas na direção de corrigir distorções nesses mercados.<sup>31</sup> Promoção da concorrência tem implicações diretas no bem-estar dos consumidores e decisões de consumo/poupança mais eficientes contribuem tanto para a estabilidade e solidez do sistema financeiro quanto para a eficácia da política monetária através do canal de crédito. Esses são fatores que contribuem, em última análise, para garantir que o mercado de crédito funcione eficientemente.

## Referências bibliográficas

BRASIL. BCB (2017). Resolução nº 4.549.

BRASIL. BCB (2018). Resolução nº 4.655.

BRASIL. BCB (2019). Estudo Especial nº 44.

<sup>30</sup> Vide, por exemplo, Annibal e Koyama (2011) e Meneghini (2019).

<sup>31</sup> Por exemplo, a Resolução 4.549, de 26 de janeiro de 2017 e a Resolução 4.655, de 26 de abril de 2018, ambas ligadas ao mercado de crédito rotativo no cartão de crédito; e a Resolução 4.765, de 27 de novembro de 2019, que traz medidas aplicadas ao mercado de cheque especial.



BRASIL. BCB (2019). Estudo Especial nº 60.

BRASIL. BCB (2019). Relatório de Economia Bancária 2018.

BRASIL. BCB (2019). Resolução nº 4.765.

ANNIBAL, C.A.; KOYAMA, S.M. Cooperativas de crédito: taxas de juros praticadas e fatores de viabilidade. *Série Trabalhos para Discussão do BCB*, n. 257, 2011.

BRESNAHAN, T.F. The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters* n. 10, p. 87-92, 1982.

COLE, Shawn A. ; PAULSON, A; SHASTRY, G. K. Smart money? The effect of education on financial outcomes. *Review of Financial Studies* 27, no. 7 (July 2014): 2022–2051.

MENEGHINI, M.S. Crédito cooperativo e desenvolvimento econômico regional no estado do Paraná. *Série Trabalhos para Discussão do BCB*, n. 510, 2019.

NAKANE, M. I. A Test of competition in Brazilian banking. *Estudos Econômicos*. v.32, n.2, p. 203 – 224, 2002.

SANCHES, F. M.; ROCHA, B. P.; SILVA, J. C. Estimating a theoretical model of state banking competition using a dynamic panel: the Brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, p. 23-34, 2009.

SHAFFER, S. A test of competition in Canadian banking. *Journal of Money, Credit, and Banking* 25, 49-61, 1993.

STEEN, F., SALVANES, K.G. Testing for market power using a dynamic oligopoly model. *International Journal of Industrial Organization*. v.17, n. 1, p. 147–177, 1999.

## Apêndice 1 – Analítico

De acordo com a especificação da equação (1) de demanda, a elasticidade-juro é:

$$\eta_p^m = (\alpha_1^m + \alpha_3^m \bar{Z}) \left( \frac{\bar{P}^m}{\bar{Q}^m} \right), \quad (A.1)$$

onde  $\bar{Z}$  é a média de anos de estudo do painel,  $\bar{P}^m$  e  $\bar{Q}^m$  são, respectivamente, o preço médio e saldo médio da carteira ativa da modalidade  $m$  no painel.

Presume-se que a função de custo marginal seja linear:

$$CM_{j,t}^m(Q^m, W; \beta^m) = \beta_0^m + \beta_1^m Q_{j,t}^m + \sum_{i=2} \beta_i^m W_{i,j,t}, \quad (A.2)$$

onde  $W$  representa variáveis-*proxy* ligadas ao custo das IFs (folha de pagamento das IFs) e de estrutura de mercado, que incluem IHH e grau de cooperativismo, como *proxies* indiretas de concorrência para eficiência desses mercados de crédito.

A condição de equilíbrio  $RM_p = CM$  assume a seguinte especificação no modelo:

$$P_{j,t}^m + \lambda^m \left( \frac{\partial P_{j,t}^m(Q^m, Y, Z; \alpha^m)}{\partial Q_{j,t}^m} \right) Q_{j,t}^m = CM_{j,t}^m(Q^m, W; \beta^m), \quad (A.3)$$

onde  $RM_p \equiv \frac{\partial [P_{j,t}^m * Q_{j,t}^m]}{\partial Q_{j,t}^m} = P_{j,t}^m + \lambda^m \left( \frac{\partial P_{j,t}^m(Q^m, Y, Z; \alpha^m)}{\partial Q_{j,t}^m} \right) Q_{j,t}^m$ , tal que  $\lambda^m \in [0,1]$  é o parâmetro que indexa o grau

de poder de mercado.



Note que  $P_{j,t}^m(Q^m, Y, Z; \alpha^m) = \frac{1}{(\alpha_1^m + \alpha_3^m Z_{j,t})} (Q_{j,t}^m - \alpha_0^m - \alpha_2^m Y_{j,t} + \alpha_4^m Z_{j,t})$ , de acordo com a equação (1) de demanda, onde os termos representando efeitos fixos, tendência de tempo e erro estatístico são omitidos por simplicidade. Logo,  $\frac{\partial P_{j,t}^m(Q^m, Y, Z; \alpha^m)}{\partial Q_{j,t}^m} = \frac{1}{(\alpha_1^m + \alpha_3^m Z_{j,t})}$ .

Rearranjando os termos da equação (A.3) sobre a condição de equilíbrio  $RM_p = CM$  e considerando as equações (1) e (A.2), respectivamente de demanda e custo marginal, a relação de oferta nesta aplicação empírica passa a ser a equação (2).

Note pelas equações (A.3) e (2) que  $(Q')_{j,t}^m \equiv - \left( \frac{\partial P_{j,t}^m(Q^m, Y, Z; \alpha^m)}{\partial Q_{j,t}^m} \right) Q_{j,t}^m = - \frac{Q_{j,t}^m}{(\alpha_1^m + \alpha_3^m Z_{j,t})}$ , tal que se

assume  $\alpha_1^m$  e  $\alpha_3^m$  como conhecidos pela estimação da equação (1) de demanda da modalidade de crédito para distinguir  $\lambda^m$  e  $\beta_1^m$  e, portanto, identificar  $\lambda^m$ . Logo,  $(Q')_{j,t}^m$  é uma nova variável gerada pela estimação da equação (1) de demanda e que depende de  $Q_{j,t}^m$ . Note que  $\alpha_3^m \neq 0$  é condição necessária para identificar  $\lambda^m$ . A relevância do instrumento-chave,  $Z$  (neste caso, anos de estudo), que afete a elasticidade-juro da demanda por crédito da modalidade, ou seja, que implique uma rotação da curva de demanda, decorre dessa condição.

## ANEXO 2 – Tabelas Adicionais

A Tabela A.1 reproduz a Tabela 3 para todas as modalidades do estudo. Note que as estimativas de elasticidade-juro são baseadas nos coeficientes estimados da Tabela 2 para cada modalidade. Segundo a Tabela A.1, a maioria das observações das modalidades apresenta comportamento das elasticidades-juro por quintis de anos de estudo negativas e significantes estatisticamente, como o esperado pela teoria.

No cheque especial, a variação de anos de estudo que afeta a elasticidade-juro para a média do painel (na Tabela 2) está mais igualmente distribuída entre os quintis de anos de estudo médio. Nas modalidades crédito consignado em folha e pessoal não consignado, a elasticidade-juro também fica mais elástica conforme cresce os quintis. Repare, entretanto, que, no primeiro quintil, as elasticidades-juro pontuais são positivas, mas não são estatisticamente significantes, para ambas as modalidades (podem incluir números negativos também). Isso denota especialmente a incerteza estatística associada à estimativa de elasticidade nesse nível de desagregação. Portanto, para essas modalidades, a maior parte da variação de anos de estudo que afeta a elasticidade-juro para a média do painel se concentra nos quintis maiores (3º-5º). Ressalta-se, adicionalmente, que na modalidade crédito pessoal não consignado, a elasticidade-juro é inelástica no 2º e 3º quintis e elástica no 4º e 5º quintis.

O comportamento da elasticidade-juro por quintil de anos de estudo do rotativo no cartão é uma exceção. Há um contraste entre elasticidades-juro positivas e significantes (e muito elásticas) nos dois quintis menores e o contrário nos dois quintis maiores. Isso pode indicar que as mudanças regulatórias para essa modalidade, já citadas durante o período amostral deste trabalho, requerem estudo mais aprofundado para capturar novas determinantes da demanda não capturados nesta aplicação convencional de Bresnahan (1982) com anos de estudo como instrumento-chave.



**Tabela A.1 – Anos de estudo e elasticidade-juro das modalidades por quintil de anos de estudo**

	1º quintil	2º quintil	3º quintil	4º quintil	5º quintil
Número de anos de estudo médio	9,1	9,7	10,1	10,4	11,0
Elasticidade-juro					
Cheque especial	-0,35** (-2,28)	-0,47*** (-6,81)	-0,54*** (-7,06)	-0,60*** (-4,97)	-0,71*** (-3,27)
Consignado em folha	1,79 (0,56)	-1,59 (-0,63)	-3,50 (-1,49)	-5,35** (-2,24)	-8,48*** (-2,98)
Pessoal não consignado	0,71 (1,33)	-0,30 (-0,93)	-0,87*** (-2,65)	-1,43*** (-3,35)	-2,36*** (-3,48)
Rotativo no cartão de crédito	39,96** (2,06)	14,96** (2,01)	0,78 (0,82)	-12,93** (-2,16)	-36,10** (-2,12)

Notas: \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%.

Estatísticas *T* são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes.

As estimativas se referem à amostra temporal do painel: 2017:04-2019:04.

As tabelas A.2 e A.3 abaixo replicam os resultados das tabelas 2 e 4, respectivamente, com as demandas e as relações de oferta incluindo, entretanto, somente municípios onde há cooperativas de crédito. Ou seja, os resultados abaixo ampliam os resultados da Tabela 5 do cheque especial para todas as modalidades deste estudo.

Percebe-se nas tabelas A.2 e A.3 para as demais modalidades o mesmo padrão observado para o cheque especial na Tabela 5. Isto é, na estimação das demandas as elasticidades-juro são similares estatisticamente comparando as elasticidades-juro por modalidade da Tabela 2 e da Tabela A.2, mas os coeficientes de conduta se tornam menores nas estimativas na Tabela A.3 em comparação com as estimativas da Tabela 4.

No cheque especial, a elasticidade-juro passou de -0,56 para -0,6; no consignado em folha passou de -4,18 para -6,72; no pessoal não-consignado foi de -1,08 para -0,84 e no rotativo no cartão de crédito foi de -4,24 para -2,69, respectivamente, nas tabelas 2 e A.2 com os resultado para as demandas para a amostra toda e amostra reduzida para municípios onde há cooperativas de crédito.

Entretanto, os coeficientes de conduta,  $\lambda^m$ , são menores em todas as modalidades com essa restrição de amostra na Tabela A.3 em comparação com a Tabela 4 com as relações de oferta para todos os municípios da amostra. Esse coeficiente passa de 0,11 na Tabela 4 para 0,03 na Tabela A.3 no cheque especial, de 0,46 para 0,31 no consignado em folha, de 0,08 para 0,02 no pessoal não consignado e de 0,14 para 0,002 no rotativo no cartão de crédito, respectivamente nas mesmas tabelas – as três primeiras modalidades com estimativas estatisticamente significantes.





Utilizando a referência do modelo de Cournot, por exemplo, esses valores indicariam, em média, menor poder de mercado das IFs ofertantes dessas modalidades considerando apenas municípios onde há cooperativas de crédito em relação a todos os municípios do país.<sup>32</sup>

**Tabela A.2 – Demanda por modalidades de crédito selecionadas**

Variável dependente: saldo em carteira ativa	Modalidades de crédito livre para pessoas físicas			
	Cheque especial	Consignado em folha	Pessoal não consignado	Rotativo no cartão de crédito
Taxa de juros	-60.648* (-1,64)	8,33E+08* (1,85)	2,07E+06** (2,02)	6,30E+06** (2,27)
Massa salarial	-0,05** (-2,46)	2,13*** (7,85)	0,96*** (32,22)	-0,52*** (-5,63)
Taxa de juros x número de anos de estudo médio	6.937* (1,89)	-9,94E+06** (-2,47)	-223.299** (-2,18)	-622.223** (-2,27)
Número de anos de estudo médio	1,63E+06* (1,94)	1,62E+06** (2,48)	2,12E+07** (2,13)	1,08E+08** (2,27)
Constante	7,83E+06 (0,89)	-2,36E+09* (-1,88)	-1,70E+08* (-1,71)	-1,06E+09** (-2,18)
Efeitos fixos	Município			
Tendência de tempo	Quadrática			
Teste de Hausman	11,02***	5.867***	9.212***	257.226***
Estatística F	354,32***	302,72***	1.328***	92,54***
Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\alpha_3^m = 0$ )	3,59*	2,70*	4,76**	5,15**
Observações	105.836	105.836	105.836	105.836
Elasticidade-juros	<b>-0,61***</b> (-7,35)	<b>-6,72**</b> (-2,16)	<b>-0,84**</b> (-2,41)	<b>-2,69*</b> (-2,15)

Notas: \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%  
Estatísticas T são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes.  
Erros-padrão são clusterizados no nível do município.  
As estimativas se referem à amostra temporal do painel: 2017:04-2019:04.

32 A relação de oferta na Tabela A.3 foi também estimada ajustando os erros padrão por *bootstrapping* com 2.000 replicações para lidar com o fato de que “saldo em carteira ativa” é um regressor gerado pela estimação da demanda da Tabela A.2. Os coeficientes de conduta,  $\lambda^m$ , obtiveram p-valor de 0,306, 0,435, 0,025 e 0,995, respectivamente, para o cheque especial, consignado em folha, pessoal não consignado e rotativo no cartão de crédito. Ou seja, esse coeficiente se manteve estatisticamente significativo apenas na modalidade pessoal não consignado. Testes de Wald para  $\lambda^m=1$  rejeitam a hipótese nula de monopólio para todas as modalidades,  $\chi^2 = \{1,47***; 2,97*; 11,30***; 9,96***\}$ , na mesma sequência de modalidades. Entretanto, os mesmos testes para  $\lambda^m = 0$  não rejeitam a hipótese nula de que há conduta competitiva no mercado de cheque especial, consignado em folha e rotativo no cartão,  $\chi^2 = \{1,05; 0,61; 0,00\}$ , respectivamente, para essas modalidades. Na modalidade pessoal não consignado,  $\chi^2 = 4,96**$  indica que se rejeita a hipótese nula de que há conduta competitiva nesse mercado. O fato de a modalidade pessoal não consignado ser a modalidade com a maior fração de carteira ativa das cooperativas de crédito – cerca de 10% do mercado, segundo o REB 2018 – deixa esse resultado interessante e requer maior aprofundamento em termos de organização industrial de bancos e cooperativas nesse mercado.



**Tabela A.3 – Relação de oferta por modalidades de crédito selecionadas**

Municípios onde há cooperativa de crédito

Variável dependente: taxa de juros	Modalidades de crédito livre para pessoas físicas			
	Cheque especial	Consignado em folha	Pessoal não consignado	Rotativo no cartão de crédito
Saldo em carteira ativa'	<b>0,03**</b> (2,26)	<b>0,31**</b> (1,96)	<b>0,02*</b> (1,65)	<b>0,002</b> (0,14)
Saldo em carteira ativa	0,00** (-2,25)	0,00* (-1,79)	0,00* (-1,40)	0,00 (1,50)
Grau de cooperativismo	-0,86*** (-10,46)	-0,002* (-1,71)	-0,13*** (-2,60)	-0,34*** (-5,55)
IHH	4,71*** (7,63)	0,04*** (2,86)	0,28 (0,63)	0,98** (2,39)
Folha de pagamento das IFs	6,61E+07* (1,67)	5,90E+09** (1,99)	2,41E+07 (1,34)	0,006*** (7,50)
Constante	846,82*** (89,85)	25,73*** (203,33)	93,82*** (7,32)	-463,55*** (-37,28)
Efeitos fixos			Município	
Tendência de tempo			Quadrática	
Teste de Hausman	17,58***	123,61***	474,05**	16,93***
Estatística <i>F</i>	8.605***	22.679**	502,74***	4.741***
Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\lambda^m = 0$ )	5,12**	3,83*	2,73*	0,02
Teste de Wald - $\chi^2$ ( $\lambda^m = 1$ )	7.205***	18,59***	6.223***	4.215***
Observações	105.836	105.836	105.836	105.836

Notas: \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%.

Estatísticas *T* são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes.

Erros-padrão são clusterizados no nível do município.

As estimativas se referem à amostra temporal do painel: 2017:04-2019:04.