

# Inclusão financeira e inadimplência bancária: Assimetria das respostas em crises

MARCELO HENRIQUE SHINKODA<sup>\*,†</sup>

MARCELO JOSÉ BRAGA<sup>‡</sup>

VALÉRIA GAMA FULLY BRESSAN<sup>§</sup>

## Sumário

1. Introdução .....	248
2. Metodologia .....	252
3. Resultados .....	263
4. Implicações de políticas públicas .....	275
5. Conclusão .....	277
Apêndice. ....	281

## Palavras-chave

inclusão financeira, pressão  
ascendente dos preços, efeito  
*crowding-out*, inadimplência bancária

## JEL Codes

G21, L13, L38

## Resumo · Abstract

O objetivo deste artigo é analisar a inclusão financeira, no período de 2008 a 2019. As hipóteses consideram a existência do efeito *crowding-out* entre instituições públicas e privadas, mediante um choque de inadimplência. A Teoria da Pressão Ascendente de Preços é considerada para adaptar o procedimento de Berry (1994), de forma a obter as taxas de desvio e a elasticidade preço da demanda. Ainda, estima-se um VAR estrutural para avaliar o efeito da inadimplência sobre as elasticidades. Dos resultados, verifica-se que a existência do efeito *crowding-out* está presente parcialmente entre os bancos públicos e bancos privados, pois as cooperativas de crédito expandem empréstimos bancários em momentos adversos.

## 1. Introdução

O objetivo deste artigo é avaliar as respostas ao preço das instituições financeiras no mercado de empréstimos bancários no varejo. Especificamente, busca-se avaliar o quanto a inadimplência dos consumidores pode promover uma pressão ascendente ou descendente sobre os preços dos empréstimos realizados pelos bancos privados, bancos públicos e pelas cooperativas de crédito. Complementarmente, busca-se identificar se o mercado de títulos e valores mobiliários (TVM) é um

\*Pesquisador independente. Ipatinga, MG, Brasil. [ID 0000-0002-4106-7741](https://orcid.org/0000-0002-4106-7741)

†O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001. Trabalho desenvolvido ao longo do doutoramento em Economia Aplicada no PPGEA-UFV.

‡Instituto de Políticas Públicas e Desenvolvimento, Universidade Federal de Viçosa (UFV). Viçosa, MG, Brasil. [ID 0000-0002-8161-405X](https://orcid.org/0000-0002-8161-405X)

§Departamento de Ciências Contábeis, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Belo Horizonte, MG, Brasil. [ID 0000-0001-6340-9717](https://orcid.org/0000-0001-6340-9717)

✉ [marceloshinkoda@hotmail.com](mailto:marceloshinkoda@hotmail.com) ✉ [mjbraga@ufv.br](mailto:mjbraga@ufv.br) ✉ [valeriafully@ufmg.br](mailto:valeriafully@ufmg.br)

dos mecanismos de transbordamento entre inadimplência e inclusão ou exclusão financeira.

No Brasil, existem três principais estruturas de intermediação financeira no varejo (Bancos Públicos, Bancos Privados e Cooperativas de Crédito) e uma estrutura inerente (*Fintechs*), que de acordo com Frost, Gambacorta, Huang, Shin, e Zbinden (2019) ainda é incipiente. De acordo com Sanches e Silva-Junior (2012), a dicotomia Banco Público e Banco Privado remonta desde a década de 1960, no entanto, mediante a atual conjuntura brasileira, o debate tem se concentrado na dinâmica suscitada pós implementação do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER) em 1995 — veja, por exemplo Nakane e Wientraub (2005); Yeyati, Micco, e Panizza (2007); e Passos e Modenesi (2020).

Nakane e Wientraub (2005) avaliam se o processo de privatização dos bancos públicos, incentivados pelo Banco Central do Brasil (Bacen), após o PROER, promoveu mudanças na produtividade total dos fatores. Comparando os bancos públicos com seus pares privados, o estudo indicou que os bancos públicos eram menos produtivos do que os bancos privados e que a privatização foi benéfica para o setor como um todo. Por outro lado, Yeyati et al. (2007) destacam o lado social dos bancos públicos, indicando que a atuação dessas instituições em momentos de adversidade são úteis para manter o fornecimento do crédito nos países da América Latina. Aliás, a eficiência dessas duas estruturas bancárias podem ser interdependentes, onde a eficiência dos bancos privados depende da forma de gestão dos bancos públicos e vice-versa (Yeyati et al., 2007).

Essa complementariedade entre bancos públicos e privados foi testada, para o Brasil, por Sanches e Silva-Junior (2012) e Sanches, Silva-Junior, e Srisuma (2018). Sem identificar o mecanismo, estes artigos têm indicado que a interação entre as duas estruturas promove um transbordamento de lucros dos bancos públicos para os bancos privados. Assim, estes estudos concluem com a possibilidade de competição entre os bancos públicos e os bancos privados no mercado de empréstimos pessoais.

Passos e Modenesi (2020) analisam o poder da política monetária sob o crédito bancário público e privado. Suas descobertas indicam que a política monetária parece mais eficiente quando os bancos públicos expandem seus créditos do que quando seus pares privados o fazem, uma vez que os bancos privados estão associados a um comportamento de preços mais persistente. De acordo com suas conclusões, os bancos públicos têm menor flexibilidade das taxas de juros, resultando em menos repercussões para a economia, mas isso pode “aumentar as metas gerais da política monetária em tempos de fragilidade financeira” (Passos & Modenesi, 2020).

Os artigos citados acima avaliam a intermediação financeira mediante o debate bancos públicos e bancos privados e excluem de suas bases a taxonomia “cooperativas de crédito”. Estas, cujo campo de atuação estava restrito a categorias de trabalhadores com interesse comum, começaram a ganhar foco, no mercado

relevante de empréstimos, com a possibilidade aceitar cooperados sem vínculos a partir de 2003. Além do mais, ao longo das primeiras duas décadas dos anos 2000, as diretrizes do Bacen têm permitido a atuação dessas instituições financeiras em municípios cada vez mais populosos. Isto é, as cooperativas de crédito tiveram autorização para atuar em municípios com até 750 mil habitantes entre 2003 e 2007 (Bacen, 2003), em municípios com até dois milhões de habitantes entre 2007 e 2010 (Bacen, 2007) e em municípios com populações acima de dois milhões de habitantes após 2010 (Bacen, 2010).

A questão é que com a ampliação do loco de atuação das cooperativas de crédito, o debate, que até então é dicotômico, necessariamente precisa ser mais amplo, pois agora o mercado relevante conta com bancos com teor social (Públicos — Banco do Brasil, BB, e Caixa Econômica Federal, CEF), bancos com fins lucrativos (Bancos Privados) e instituições sem fins lucrativos (Cooperativas de Crédito).

Especificamente, nas sociedades cooperativistas, entra em questão os atos cooperativos que, legalmente, não são tributados no Brasil (Brasil, 1971). No sistema financeiro brasileiro, os atos cooperativos são os empréstimos e serviços bancários concedidos aos associados da cooperativa de crédito para consecução dos seus objetivos sociais. Assim, além de ser uma associação sem fins lucrativos, as cooperativas de crédito, autorizadas pelo Bacen, teoricamente, detêm certas vantagens tributárias e competitivas em relação aos bancos convencionais.

Diante desse contexto, Shinkoda e Braga (2019) avaliam a evolução dos indicadores contábeis das cooperativas de crédito. O estudo indicou que essas associações estão cada vez mais maduras em termos de gestão contábil e financeira e que a evolução dos seus indicadores é resultado dos incentivos do Bacen em processos de incorporação, o que explica a redução do número de cooperativas de crédito alinhado com o fortalecimento do sistema de crédito cooperativo.

Com isso, juntas, as cooperativas de crédito atingiram entre 2008 e 2018 a terceira posição em termos da razão de concentração (CR3) de passivos e a quarta colocação nacional no mercado de empréstimos. Desta forma, desconsiderar a atuação das cooperativas de crédito, principalmente após 2003, em análises econométricas, no mercado de empréstimos bancários, é o mesmo que correr o risco de viés de seleção. Portanto, este artigo contribui com a literatura ao ampliar o debate entre bancos públicos e bancos privados para um debate que inclui também, no mercado relevante, as instituições com taxonomia “cooperativas de crédito”.

Para identificar o comportamento de cada uma das taxonomias, a estratégia de identificação adotada neste artigo visa estimar a elasticidade preço da demanda, para cada trimestre entre março de 2008 e dezembro de 2019, por meio de uma adaptação inédita do procedimento de Berry (1994).

Dois pontos se destacam no procedimento adotado. O primeiro de que as parcelas de chances a favor serão calculadas mediante os meios de pagamento *M4*. Assim, o termo que representa a constante corresponde a todas as outras

firmas (ao qual denomina-se, neste artigo, de *Fintechs*) sob autorização do Bacen, que não as cooperativas de crédito, os bancos públicos (BB e CEF) ou os bancos privados (demais Sociedades Anônimas – SAs). Já, o segundo se refere da adaptação do cálculo dos ninhos (*nests*) de Berry (1994) para as taxas de desvio (taxas de canibalização) proposta por Farrell e Shapiro (2010). Estas terão o objetivo de avaliar quais são as classes de bancos que detêm a possibilidade de expandir crédito.

Considerando que somente a possibilidade de expandir o crédito não é suficiente para que a inclusão financeira ocorra, cabe então analisar qual estrutura realmente o faz em tempos de crise. Assim, com a série de elasticidades estimadas, será possível avaliar os impactos da inadimplência dos consumidores sobre a evolução da elasticidade-preço da demanda dos bancos de cada uma das taxonomias por meio dos modelos autorregressivos estruturais (SVAR), usando a decomposição de Cholesky. Aqui, além de avaliar a inadimplência, busca-se também identificar qual é o mecanismo no processo de inclusão ou exclusão financeira.

Por meio desta estratégia, é possível simular o comportamento da intermediação financeira mediante choques econômicos negativos que venham afetar a economia, partindo do pressuposto que tal choque afetaria a intermediação financeira mediante um aumento inesperado da inadimplência dos consumidores.<sup>1</sup> O mecanismo a ser analisado é o mercado de insumos por meio da conta de títulos e valores mobiliários de alta liquidez (TVM).

Assim, importa-se da macroeconomia para a economia bancária o termo *crowding-out*. Este termo indica que a expansão do crédito necessariamente precisa de insumos que podem ser obtidos por dois<sup>2</sup> meios: depósitos bancários ou no mercado de TVM. Neste artigo pressupõe-se que no curto prazo os depósitos são constantes, assim os bancos públicos somente teriam o mercado de TVM para lidar com a suavização do crédito em momentos adversos.

Dentro dessa análise, são duas as principais hipóteses: i) em momentos de crise, tanto bancos privados quanto as cooperativas de crédito terão uma variação positiva da renda líquida com TVM, enquanto os bancos públicos irão recorrer ao mercado de títulos, reduzindo suas rendas líquidas ou aumentando suas despesas brutas com TVM para suavizar a queda do crédito no mercado de varejo<sup>3</sup> (efeito *crowding out*); ii) que a inadimplência promove uma pressão ascendente sobre os preços dos empréstimos ofertados, sendo a responsável pela restrição ao crédito em todas as taxonomias.

---

<sup>1</sup>A relação com o COVID-19 é válida como exemplo de um choque econômico negativo sobre a intermediação financeira.

<sup>2</sup>Na macroeconomia, essa expansão seria a mesma daquela analisada para a expansão os gastos públicos que podem ocorrer por financiamento do mercado ou por aumento da carga tributária.

<sup>3</sup>Movimentos contrários ocorrem em períodos de expansão da economia, quando os bancos públicos reduzem a participação no mercado de crédito em detrimento do aumento da participação dos bancos privados (Camargo, 2009; Rocha, 2001).

Os primeiros resultados confirmam parcialmente a segunda hipótese, pois em momentos adversos somente os bancos privados passam a restringir os empréstimos, permanecendo com a restrição até o terceiro trimestre após o choque de inadimplência. Simultaneamente, estas instituições reduzem suas despesas com TVM, no entanto, não aumentam suas rendas líquidas.

Com relação aos bancos públicos, há uma restrição imediata de créditos, porém, contemporaneamente, estes bancos aumentam suas despesas com TVM. Assim, ao longo do primeiro trimestre, os bancos públicos suavizam a restrição de crédito. Estes resultados estão em linha com os achados de Yeyati et al. (2007), pois indicam que estes bancos não dotam da capacidade de expandir de forma permanente e sustentável os empréstimos bancários, sendo útil apenas como suavizador em momentos de contração monetária.

As cooperativas de crédito, pelo contrário, e talvez pela presença dos atos cooperativos, não restringem empréstimos como resposta imediata à crise. O comportamento das cooperativas de crédito está associado com o comportamento de inclusão financeira. Além do mais estas instituições abdicam das sobras obtidas no mercado de TVM para suavizar o choque na demanda. Assim, com relação à primeira hipótese, alinhado com os bancos privados, as cooperativas de crédito, imediatamente reduzem suas despesas com TVM, sendo o único nicho que aumenta suas rendas no mercado de títulos após o choque de inadimplência.

Além desta seção, o artigo está dividido em mais cinco partes. A seção 2 aborda sobre o modelo teórico utilizado, a estratégia de identificação e os procedimentos econométricos desta pesquisa; a seção 3 é dedicada à apresentação e discussão dos dados; a seção 4 apresenta os resultados; a seção 5 é dedicada à discussão dos resultados e das implicações de política pública. Por fim, apresenta-se a conclusão.

## 2. Metodologia

### 2.1 O conjunto universo

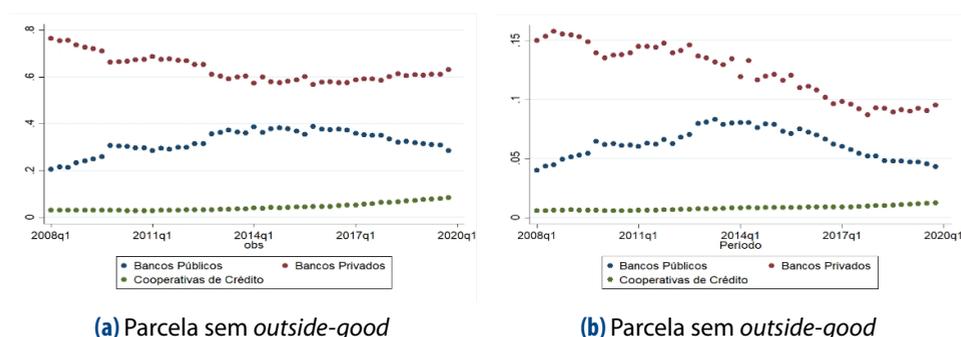
Para atender os objetivos, primeiro faz-se necessário apresentar o conjunto universo desta pesquisa que detalhará, entre outros, o mercado relevante, em suas três dimensões (produto, espaço geográfico e tempo). Os dados a serem analisados são provenientes do Relatório 4010 do Banco Central do Brasil (Bacen). A partir deste relatório, o produto a ser analisado são os empréstimos e títulos descontados oferecidos internamente (Brasil) pelos bancos comerciais, múltiplos, caixas econômicas, Banco do Brasil, cooperativas de crédito e, como parte relevante do *outside-good*, as empresas de tecnologia.

Uma ressalva precisa ser feita. Um dos objetivos deste artigo é analisar o *trade-off* entre cooperativas de crédito, bancos públicos e bancos privados. A opção pelo Relatório 4010 sobre o Relatório 4040 é porque o 4040 não traz os bancos

públicos (Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal) como conglomerado antes de 2011. Além disso, algumas cooperativas de crédito não participam de um sistema completo (Singular, Central e Confederação), ficando fora dos arranjos cooperativos. O mesmo ocorre com os bancos pequenos e locais. Assim, o conjunto universo desta pesquisa é mais bem representado pelo Relatório 4010 do que pelo 4040.

Quando se analisa a inclusão financeira associada ao acesso ao crédito, uma questão importante surge no tocante das parcelas de mercado dos bancos e do comportamento destas parcelas ao longo do tempo. O formulador de políticas, ou regulador antitruste, poderá perguntar como se deve analisar as parcelas de mercado a partir de dados contábeis, se esses dados não englobam os projetos viáveis que tiveram os pedidos de empréstimos recusados. Ou ainda, como não incorrer em viés de seleção, ao excluir as *Fintechs*, sem os dados destas no mercado analisado.

Analisar a parcela de mercado de cada tipo de banco através dos índices de concentração<sup>4</sup> (*CR#*) e índices de Herfindahl–Hirschman (*HHI*), desconsiderando o mercado externo (*outside-good*), poderá criar uma sensação de que não existe falha de mercado na indústria analisada. No entanto, como os empréstimos bancários são, em teoria, a “criação de dinheiro”, quando se analisa essa relação, considerando o total de meios de pagamento disponíveis no mercado (unidade de meios de pagamento da economia monetária conhecida como *M4*), a existência de falhas de mercado na indústria de empréstimos torna-se revelada (Figura 1).



Nota: No primeiro gráfico, calcula-se a razão entre a soma de todas as parcelas de mercado dos respectivos bancos sobre o total de empréstimos realizados pela indústria. No segundo, calcula-se a razão dos empréstimos realizados pelos respectivos bancos em relação ao total de meios de pagamentos disponível em cada trimestre (*M4*).

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Relatório 4010 do Bacen.

**Figura 1.** Comportamento da concentração bancária desconsiderando e considerando a inclusão financeira

<sup>4</sup>Os índices de concentração *CR#* e *HHI* são índices tradicionais utilizados na literatura de Organização Indústria para avaliar o grau de concentração do mercado a partir da parcela de mercado das firmas dentro do conceito de mercado relevante.

Na [Figura 1\(a\)](#), percebe-se que quando os bancos públicos expandem seus empréstimos, os bancos privados contraem os empréstimos (e vice-versa), configurando o efeito suavizador dos bancos públicos no sentido de [Yeyati et al. \(2007\)](#). No entanto, essa relação não é vista no mercado real, pois a expansão de crédito dos bancos públicos pode ocorrer em uma taxa menor que a retração de crédito dos bancos privados. Na [Figura 1\(b\)](#) considera-se o cálculo de acordo com o procedimento proposto por ?. A parcela de mercado dos bancos públicos e bancos privados foram calculadas considerando o total de meios de pagamento disponíveis, usando a unidade monetária *M4*. Por meio deste procedimento percebe-se que a suavização de crédito dos bancos públicos ocorreu somente até meados de 2014 e que, diferentemente do Painel A, tanto os bancos públicos, quanto os bancos privados, passaram a restringir crédito de 2015 em diante.

Desta forma, percebe-se que, para avaliar o acesso ao mercado de crédito, o formador de políticas ou o regulador antitruste deverá estar atento à um conjunto universo mais amplo, considerando, além dos empréstimos efetivos, todo o conjunto universo em que o banco concorre. Matematicamente, essa relação é conhecida como conjunto convexo, onde a possibilidade de expansão de crédito torna-se real, quando são considerados todos os agentes e vetores envolvidos no mercado relevante.

É esse mesmo conjunto convexo que permite analisar e comparar as estratégias das diferentes instituições financeiras em um modelo econométrico. Isso porque é possível traçar uma reta entre qualquer uma das firmas, autorizadas pelo Banco Central do Brasil, sem que esta reta fique fora do conjunto. Já, no caso do cálculo da razão de concentração (*CR#*), apresentada na [Figura 1\(a\)](#), não é possível traçar essa reta entre os mercados analisados. Como efeito empírico, considera-se, neste trabalho, que essa reta é justamente o mecanismo de transmissão das estratégias tomadas pelas instituições no mercado da intermediação financeira. Por hipótese, o mecanismo que interliga as diferentes taxonomias analisadas são os Títulos e Valores Mobiliários de alta liquidez (TVM).

## 2.2 O processo de identificação da demanda

Para se estimar a demanda por empréstimos bancários no varejo, considerando o *outside-good*, o procedimento adotado nesta pesquisa é uma adaptação do modelo Logit Aninhado de [Berry \(1994\)](#). O processo a ser adotado buscará identificar a demanda, além das taxas de desvio para os bancos públicos, bancos privados, cooperativas de crédito e empresas financeiras de tecnologia (*fintechs*).

Assim, seja o empréstimo ofertado pelo banco  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, J$ ), no trimestre  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ), pelo qual associa a quantidade,  $q_{j,t}$ , ao conjunto de preços,  $p_{j,t}$ . Esses bancos estão sujeitos ao conjunto de covariáveis,  $B_{j,t}$ , que deslocam sua curva de demanda ao longo do tempo. Agora, suponha que a matriz de covariáveis,  $B_{j,t}$ , seja observada ao longo do tempo e que, tal como os preços, essas covariáveis sejam

linearmente independentes. Nesse sentido, a curva da demanda pode ser desenhada como

$$d_{j,t} \equiv d(q_{j,t}, o_{j,t}), \quad (1)$$

onde  $d(q_{j,t}, o_{j,t}) = \ln(s_{j,t}/o_{j,t})$ . O procedimento de Berry (1994) é então usado para calcular a parcela de mercado ( $s_{j,t} = e^{u_j} / \sum_{k=1}^J e^{u_k}$ ) a partir da utilidade ( $u_{j,t} = \delta_{jt} + \zeta_{igt} + (1 - \sigma)\epsilon_{ij,t}$ ) do produto ofertado pelo banco  $j$ , considerando o bem externo,  $o_{j,t}$  (*outside-good*). Ainda,  $t$  é o período,  $\delta_{jt} = \beta p_{j,t} + x'_{j,t}\alpha + \xi_j$  e  $o_{j,t} = (1 - s_{j,t})$ .

No Logit Aninhado original, “para o indivíduo  $i$ , a variável  $\zeta$  é comum para todos os produtos pertencentes ao grupo  $g$  e sua distribuição é uma função que depende de  $\sigma$ , com ( $0 \leq \sigma < 1$ )” (Berry, 1994, p.252, tradução nossa). No entanto, o procedimento adotado neste artigo se diferencia de Berry (1994), pois a variável  $\zeta$  se torna as possíveis escolhas para o indivíduo  $i$  que atualmente está no grupo  $g$ .

Isto é, enquanto Berry vislumbra a possibilidade do indivíduo  $i$  não ter adquirido nenhum dos produtos, avaliando as possibilidades de escolha de um determinado grupo pelas suas características, a proposta aqui apresentada vislumbra que o indivíduo  $i$  já está consumindo um determinado produto pertencente ao grupo  $g$ , mas avalia o custo de oportunidade de migrar ou não seu consumo para os demais grupos.

Suponha que o indivíduo  $i$  consome o produto  $j$  ofertado por alguma firma da taxonomia  $g$  e as demais taxonomias também ofertam no mesmo mercado. Então, as demais taxonomias são complementares à  $g$ . O computo das parcelas de mercado do produto  $j$  dentro de  $g$  permanece a mesma daquela apresentada por Berry (1994), a saber,

$$\bar{s}_{(j/g),t}(\delta, \sigma) = \frac{\exp\left(\frac{\delta_{j,t}}{1-\sigma}\right)}{D_g}, \quad (2)$$

onde o denominador é representado por  $D_g \equiv \sum_{j \in \mathcal{J}_g} \exp\left(\frac{\delta_{jt}}{1-\sigma}\right)$  e  $\{\mathcal{J}_g \in \mathcal{J}\}$ .

No entanto, uma vez que o indivíduo  $i$  já está em  $g$ , a probabilidade deste indivíduo escolher novamente o produto  $j \in \mathcal{J}_g$  depende do não esgotamento de todas as características da taxonomia em que o indivíduo  $i$  atualmente é cliente. Caso contrário, a probabilidade deverá ser calculada sem reposição. Neste caso,

$$\bar{s}_{g,t}(\delta, \sigma) = \frac{D_g^{1-\sigma}}{\sum_{\kappa} D_{\kappa}^{1-\sigma}}, \quad \text{onde } \left\{ \kappa \subset \mathcal{J} \mid \mathcal{C}_{\kappa}^{j \in \mathcal{J}_g} \text{ ou } \mathcal{C}_{\kappa}^g \right\}. \quad (3)$$

O numerador da equação (3) permanece o mesmo de Berry (1994), porém o denominador muda, pois, na solução de canto,  $\mathcal{C}_{\kappa}^g$ ,  $\kappa$  representa os grupos complementares a  $g$ . Nesse caso, a probabilidade só é diferente de um conjunto vazio se a demanda mudar entre as taxonomias existentes. Caso contrário, no caso  $\mathcal{C}_{\kappa}^{j \in \mathcal{J}_g}$ , o

consumidor está desfrutando do primeiro evento escolhido (ou seja, permanece na taxonomia ao qual ainda é cliente).

Por exemplo, suponha que duas bolas pretas e quatro bolas azuis estejam dentro de um pote, em um sorteio aleatório. O evento  $C_j^{jg}$ , por exemplo uma bola preta, é o primeiro sorteio. Sem reposição, como havia inicialmente duas bolas pretas, ainda há uma probabilidade positiva da característica bola preta sair no segundo sorteio aleatório. Neste caso, suponha que o segundo evento registre outra bola preta. Agora, a probabilidade do terceiro evento ser uma bola preta é zero. Ou seja, toda a utilidade (no sentido de Bentham) da bola preta se esgotou. No terceiro evento, pode ser apenas uma bola azul, representando o caso  $C_j^g$ . Neste desenho de pesquisa, as cores das bolas representam as características (utilidades) taxonômicas observadas pela demanda. Quando essas características se esgotam, ou seja, quando a firma não apresenta qualquer utilidade a mais para o consumidor, este muda de critério e escolhe outra firma (bola) da sua “cesta” de opções.

A partir deste ponto, o procedimento para se chegar à equação da demanda é o mesmo daquele indicado por [Berry \(1994\)](#). Isto é, as razões de chances a favor são calculadas conforme demonstra a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{s_{j,t}(\delta, \sigma)}{s_{o,t}(\delta, \sigma)} \right) &= \ln \left( \frac{\bar{s}_{(j/g)t}(\delta, \sigma) \bar{s}_{g,t}(\delta, \sigma)}{s_{o,t}(\delta, \sigma)} \right) \equiv \ln(s_{j,t}) - \ln(s_{o,t}) \\ &= \frac{\delta_{j,t}}{(1 - \sigma)} - \sigma \ln(D_{g,t}) \end{aligned} \quad (4)$$

onde  $s_{o,t}(\delta, \sigma) = 1 / (\sum_{\kappa} D_{\kappa}^{1-\sigma})$ .

Para encontrar o valor de  $D_g$ , basta dividir a equação (3) por  $s_{o,t}(\delta, \sigma)$  e tirar o logaritmo neperiano desta divisão, encontrando  $\ln(D_{g,t}) = [\ln(s_{o,t}) - \ln(s_{o,t})] / (1 - \sigma)$ . Substituindo esta relação na equação (4), isolando para as razões de chances a favor e considerando que  $j$  contém Bancos Públicos (1), Bancos Privados (2), Cooperativas de Crédito (3) e *Fintechs*, tem-se a identificação da demanda:

$$\ln(s_{j,t}) - \ln(s_{o,t}) = \beta p_{j,t} + x'_{j,t} \alpha + \sum_{j=1}^3 \sigma_j \ln(\bar{s}_{(j/g),t}) + \xi_{j,t}. \quad (5)$$

Enquanto os ninhos (*nests*), da estimativa do Logit Aninhado original, irão indicar a variação da probabilidade de um determinado indivíduo escolher certo nicho, em relação à um *benchmark*, na equação (5), estima-se a probabilidade de uma empresa expandir suas características (utilidades) em relação à um outro grupo para evitar que determinado indivíduo,  $i$ , migre.<sup>5</sup> No nosso exemplo de bolas, esse comportamento é como se uma determinada taxonomia colocasse uma bola azul no pote, porém com uma tarja branca com os dizeres “bola preta”. Não por hora,

<sup>5</sup>Por exemplo, um banco comercial abrir uma *fintech* a fim de se aproximar desta nova categoria de empréstimos.

a variação da parcela de mercado do grupo  $\kappa$  em relação ao grupo  $\mathcal{J}_g$  ( $\ln(\bar{s}_{\mathcal{J}/g,t})$ ) encontra-se respaldada na taxa de canibalização proposta por Farrell e Shapiro (2010). Ou seja, a expansão de características é como uma falsa fusão ou aquisição entre as taxonomias porque, na verdade, apesar dos dizeres “bola preta”, a bola é azul. Assim, chamaremos a adaptação, do Logit Aninhado de Berry (1994), proposta neste artigo, de *Cannibal Logit*.

Empiricamente, no caso bancário, isso ocorre quando cooperativas de crédito, bancos privados ou bancos públicos lançam suas *fintechs*. Alternativamente, quando os bancos privados fornecem empréstimos solidários (sem fins lucrativos) como porta de entrada para comunidades em desenvolvimento, ou quando ocorre a bancarização das cooperativas de crédito. Em geral, qualquer caso em que algo pré-determinado passa a assumir características, ou movimentos dos outros grupos, também pré-determinados, pode ser detectado pelos ninhos do *Cannibal Logit*.

Em termos práticos, e no contexto da equação (5),  $\mathcal{J} = (1, 2, 3)$  explica o processo de canibalização (isto é, quando as instituições financeiras expandem seus empréstimos em relação aos seus concorrentes) dos bancos públicos, dos bancos privados e das cooperativas de crédito, respectivamente. Considerando tudo o mais constante, os coeficientes  $\sigma_{\mathcal{J}}$  das taxas de desvios captam a inclusão ou exclusão financeira promovida por determinado grupo  $\mathcal{J}$ . Em resumo, interpreta-se os coeficientes das taxas de desvio da seguinte forma:

- O aumento de 1% na taxa de desvio está associado à  $x\%$  da taxa de canibalização da outra taxonomia (quando positivo e estatisticamente significativo);
- A redução de 1% na taxa de desvio indica que determinada taxonomia perdeu  $x\%$  para as taxonomias complementares no mercado; ou
- A não modificação do acesso ao crédito quando os coeficientes  $\sigma_{\mathcal{J}}$  forem estatisticamente insignificantes.

O último caso pode ocorrer quando as características (utilidades) da taxonomia não se esgotam, quando o caso competitivo entre taxonomias está em equilíbrio (numerador e denominador variam nas mesmas proporções), ou quando o numerador é igual a zero. Assim, a interpretação correta depende da análise prévia do caso a ser analisado.

Seguindo Berry (1994), a elasticidade-preço da demanda será obtida por meio da seguinte equação:

$$e_t = \beta_t (1 - s_{j,t}). \quad (6)$$

A equação (6) é a conhecida elasticidade-preço da demanda Logit. O Apêndice traz a prova de que, calculando a probabilidade sem reposição, o segundo termo do Logit Aninhado é igual a zero. A lógica por trás dessa análise é “miope” porque, no Logit Multinomial, as escolhas devem ser mutuamente exclusivas. Assim, mesmo que a bola esteja com os dizeres “bola preta”, na verdade, ela é azul, tornando o

segundo termo do Cannibal Logit um conjunto vazio na fotografia no tempo  $t$ . Caso contrário, se o segundo termo fosse diferente de zero, as elasticidades seriam superestimadas, pois haveria dupla contagem. Por fim, a elasticidade (6), não busca diferenciar as variações por cada taxonomia, este objetivo ainda é claramente e bem definido pelo Logit Aninhado de Berry (1994). Aqui, a análise é da elasticidade ampla, em um mercado relevante baseado em um conjunto convexo entre todas as taxonomias utilizadas e portanto a elasticidade do mercado de empréstimos bancários de forma geral.

### 2.3 Procedimentos Econométricos

O procedimento econométrico indicado por Berry (1994) para estimar a equação (5) é o de Variável Instrumental. Aqui, o procedimento é o mesmo, porém, adota-se neste artigo o método de mínimos quadrados ordinários para estimar o primeiro estágio e o modelo de regressão quantílica para estimar o segundo estágio. Essa relação foi necessária, pois a distribuição das firmas é assimétrica.

No modelo, serão considerados 1.533 cooperativas de crédito, 189 bancos privados e apenas dois bancos públicos. No entanto, somente os bancos públicos têm mais participação de mercado do que todas as cooperativas de crédito somadas (ver Figura 1).

Assim, o objetivo de se estimar o primeiro estágio é buscar, no caso do preço, apenas instrumentos não correlacionados com o termo de erro, do segundo estágio, que deslocam a oferta para identificar a demanda. Já no caso das taxas de desvio, o objetivo é apenas corrigir o problema de endogeneidade, buscando apenas instrumentos não correlacionados com o termo de erro, do segundo estágio, sem a necessidade de deslocadores.

Antes de se estimar o primeiro estágio, todas as variáveis passarão pelo processo de ajuste nominal, serão transformadas em logaritmos neperianos e, por fim serão padronizadas em *Z-scores*. Somente então o primeiro estágio será estimado. Este processo visa capturar, no primeiro estágio, os efeitos médios da concorrência sobre os preços e sobre as taxas de desvios, considerando uma distribuição normal de todas as variáveis.

Mesmo as variáveis estando padronizadas, o resultado previsto no segundo estágio pode ter uma distribuição assimétrica. Ou seja, como as taxas de desvio dos três nichos estarão todas no mesmo modelo, muitos zeros serão considerados quando a observação não se referir à determinado tipo de firma (por exemplo, na coluna da taxa de desvio das cooperativas de crédito, as linhas com observações, para a taxa de desvio dos bancos públicos, estarão representadas por zero). Desta forma, ao estimar na média, os zeros terão forte peso sobre os coeficientes para baixo. Portanto, ao estimar o segundo estágio para a mediana, espera-se encontrar estimativas sem este referido viés dos coeficientes.



para avaliar a resposta da elasticidade-preço da demanda, mediante um choque estrutural na inadimplência dos consumidores.

Anteriormente à estimação do VAR estrutural, testes de Wald Supremo de quebra estrutural serão realizados na finalidade de avaliar a integridade da premissa de que as variáveis são estacionárias. A especificação será a mesma do SVAR, indicado a seguir. Além deste teste, também serão realizados testes de estacionariedade, Dickey Fuller Aumentado, e teste de cointegração entre os pares de variáveis.

O choque-estrutural refere-se à inadimplência dos consumidores observadas pelas instituições financeiras (bancos públicos, bancos privados e cooperativas de crédito). O procedimento econométrico adotado é o da identificação de Cholesky, que também é bem documentado na literatura (por exemplo: [Amisano & Giannini, 1997](#); [Lütkepohl, 2013](#); [Pfaff, 2008](#)). O sistema a ser estimado é representado pelas seguintes equações:

$$\begin{cases} A (I_K - A_1L - A_2L^2) e_t = A_1v_{1,t} = B_1r_{1,t}, \\ A (I_K - A_1L - A_2L^2) f_t = A_2v_{2,t} = B_2r_{2,t}, \\ A (I_K - A_1L - A_2L^2) g_t = A_3v_{3,t} = B_3r_{3,t}, \end{cases} \quad (9)$$

e

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \cdot & 1 & 0 \\ \cdot & \cdot & 0 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad B = \begin{bmatrix} \cdot & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & \cdot \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Na equação (9),  $L$  representa o operador de defasagem;  $v_{i,t}$  representa o choque tecnológico, com uma matriz de covariância  $\aleph$ ; e o vetor  $r_{i,t}$  é um conjunto de termos de erro exógeno e independente que são conhecidos como inovações estruturais. Ainda,  $A_i$  e  $B_i$  são matrizes não singulares onde foram impostas restrições que irá garantir a identificação do sistema e a não relação contemporânea de uma variável sobre a outra. A equação na forma reduzida, conforme apresentado na equação (9), pode ser reescrita como  $v_{i,t} = A_1^{-1}B_1r_{1,t}$  e sua matriz de covariância é dada por  $\aleph = v_{i,t}v'_{i,t}$ .

A quantidade de defasagens será escolhida mediante o ciclo de empréstimos bancários para cada taxonomia bancária. O ciclo será definido mediante a quantidade de trimestres de acordo com o teste de ordem de defasagens usando os critérios de Akaike, Schwarz e Hannan e Quin.

Já, na equação (10), a matriz  $A$  é uma matriz triangular inferior, porém, as ordens dos choques estruturais também podem se inverter, quando as restrições impostas são postas na diagonal inferior. Essa ordem também será estimada visando apresentar robustez dos resultados (e será apresentado no [Apêndice](#)). Assim, serão estimados três sistemas, cada um para um tipo de banco, onde as variáveis serão: a elasticidade-preço da demanda, renda com títulos e valores mobiliários (conforme os nichos,  $\mathcal{J}$ ), e inadimplência observada pelos respectivos tipos de bancos.

A inadimplência observada será considerada a média da provisão para os créditos duvidosos que os bancos de cada nicho  $j$  mantêm. Considera-se que essas variáveis estão correlacionadas com a inadimplência que os bancos estão sujeitos, de acordo com suas carteiras de empréstimos, tanto para pessoas físicas, quanto para pessoas jurídicas.

Dois modelos serão estimados, o primeiro considerando a renda líquida com Títulos e Valores Mobiliários de alta liquidez (TVM) e o segundo considerando a despesa bruta com TVM. A análise de ambos os modelos é baseada no pressuposto de que a renda líquida pode subir mediante uma variação positiva da receita bruta, mantida a despesa constante ou de uma variação negativa da despesa bruta, *ceteris paribus*. Assim, as análises dos modelos são complementares.

Quando a matriz  $A$  da equação (10) possui uma diagonal inferior, considera-se que a ordem ocorre primeiro na provisão de créditos duvidosos, seguindo para a renda líquida (Modelo 1) ou despesa bruta (Modelo 2) obtida com Títulos e Valores Mobiliários (TVM) do respectivo tipo de banco e por fim na elasticidade-preço da demanda. O modelo também será analisado com a matriz  $A$  como diagonal superior onde serão testados a ordem inversa, partindo da elasticidade-preço da demanda, seguindo para renda líquida (Modelo 1) ou despesa bruta (Modelo 2) com título e valores mobiliários, finalizando na variável de inadimplência. Esta ordem busca avaliar, em conjunto com a primeira, resultados no sentido de Granger.

Por fim, uma vez que a elasticidade preço da demanda é, por definição, um valor negativo, para facilitar a análise gráfica desta, o desenho da pesquisa considera a análise desta variável em valores absolutos. Assim, uma resposta positiva na elasticidade-preço da demanda, após o choque estrutural, está associada a um aumento na exclusão financeira e uma variação negativa está associada a uma redução do peso perto.

## 2.4 Dados e Estatísticas Descritivas

Os processos econométricos apresentados na seção 2.3 foram divididos em duas partes (estimativa da demanda e posteriormente na análise de choques estruturais). No entanto, os dados que passaram por essas estimativas passaram por algumas transformações. Esta seção está dedicada à apresentação dessas transformações, explicando o motivo e o objetivo de cada passo adotado nas variáveis. Os próximos parágrafos estão elencados na ordem em que cada transformação foi realizada.

Inicialmente, todas as variáveis foram corrigidas por meio do Índice de Preços do Consumidor Amplo (IPCA), considerando o mês de dezembro de 2019 como base. A partir de então realizou-se o cálculo das variáveis que representam as taxas de desvio, bem como as variáveis que compõem a variável dependente da equação (8) — parcela do banco  $j$  em relação ao  $M4$  e seu *outside-good*). Posteriormente, como o modelo estimado está na estrutura log-log, todas as variáveis foram passadas para a escala logarítmica.

Um problema aparente surge quando se pretende comparar as diferentes instituições financeiras, pois cada instituição apresenta uma diferente função objetivo (social, não voltada para o lucro e voltada para o lucro). Por outro lado, todas as firmas são submetidas pelo Bacen à um mesmo formulário (4010). Entretanto, isto não é suficiente para evitar todos os problemas de comparação estatística entre os diferentes nichos avaliados.

Para contornar esse problema, todas as variáveis utilizadas no primeiro estágio da estimativa da demanda, de todas as instituições financeiras, foram transformadas em índices *Z-Scores*. No segundo estágio, somente a variável  $d_{j,t}$  passou pela transformação. As taxas de desvio e os preços estimados foram utilizados de acordo com a previsão do primeiro estágio.

Após o primeiro estágio, as taxas de desvios (ou taxas de canibalização) estimadas no primeiro estágio devem apresentar *missing values* nas observações referentes aos demais nichos. Para incluir tudo em um só mercado, esses *missing values* são transformados em zeros quando não pertencente aos seus tipos de bancos. Por exemplo, as observações da variável estimada para a canibalização das cooperativas de crédito foram transformadas em zero quando as respectivas observações se referem à bancos públicos ou bancos privados. O mesmo ocorreu para os bancos públicos em relação às observações das cooperativas de crédito ou bancos privados e para os bancos privados em relação às cooperativas de crédito ou bancos públicos.<sup>6</sup>

Na [Tabela 1](#) apresenta-se a estatística descritiva das variáveis usadas na estimativa da demanda e na análise de impulso resposta do modelo estrutural.

A variável *Passivos dos bancos* representa a capacidade de financiamento dos bancos, estes são os depósitos a prazo que os bancos mantêm em sua carteira de serviços. Ele é diferente dos depósitos à vista que estão representando a variável *Renda dos clientes* dos bancos. A variável *Classe* representa o percentual de empréstimos classificados pelo Bacen sendo de pelo menos de qualidade B (em uma escala de nove categorias de risco que vai de *Aa* até *h*, sendo *Aa* a classe com menor risco e *h* a classe com maior risco)<sup>7</sup> em relação ao total de empréstimos da instituição financeira no trimestre  $t$ . O preço foi calculado mediante a razão entre rendas obtidas por empréstimos e o total de empréstimos de cada trimestre.

Por fim, as variáveis utilizadas na análise de Impulso Resposta representam a média interna, considerando o limite superior e inferior de 75% e 25%, respectivamente, de todas as observações dentro de cada trimestre analisado. A partir desta média interna exclui-se possíveis firmas com problemas contábeis ou firmas que atuam no atacado que podem distorcer o comportamento das variáveis no mercado de varejo.

---

<sup>6</sup>Aqui se explica o motivo de se usar a mediana e não a média como medida de tendência central.

<sup>7</sup>Para maiores detalhes sobre as classes e os riscos, pode-se verificar o Manual de Normas do Sistema Financeiro (Bacen, 1964).

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas das variáveis empregadas para estimar a curva da demanda e para a análise de Impulso Resposta

Variáveis utilizadas na análise da demanda					
Variáveis / Escala	Obs.	Média	Desvio Padrão	Min	Max
<i>Outside – Good (%)</i>	82.752	0,99	0,00	0,94	1,00
Parcela em relação ao M4 (%)	82.752	0,01	0,00	0,00	0,05
$d_{j,t}$ (Escala logarítmica)	61.946	0,00	1,00	-8,64	4,41
Diversion Ratio – Banco Privado	5.807	0,00	1,00	-5,92	2,30
Diversion Ratio – Banco Público	96	0,00	1,00	-2,95	1,12
Diversion Ratio – Coop Crédito	56.043	0,00	1,00	-10,17	2,87
Empréstimos (Escala logarítmica)	61.946	16,08	2,38	-3,91	26,19
Preço (Escala logarítmica)	61.816	0,00	1,00	-20,32	17,13
Passivo dos bancos (Escala logarítmica)	49.989	0,00	1,00	-5,85	3,70
Renda dos clientes (Escala logarítmica)	50.609	0,00	1,00	-5,70	3,82
Classe (Escala logarítmica)	62.252	0,00	1,00	-48,53	0,65
Variáveis utilizadas na análise de Impulso Resposta					
Variáveis / Escala	Obs.	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Renda Líquida – TVM dos B. Públicos	48	24,72	2,76	22,56	35,07
Renda Líquida – TVM dos B. Privados	48	18,54	2,76	16,44	28,80
Renda Líquida – TVM das C. Crédito Singular	48	12,11	2,93	9,61	23,39
Despesa Bruta – TVM dos B. Públicos	48	22,19	0,74	20,42	23,59
Despesa Bruta – TVM dos B. Privados	48	16,17	0,64	14,83	17,38
Despesa Bruta – TVM das C. Crédito Singular	48	8,00	0,88	5,80	10,51
Provisão B Público (Escala logarítmica)	48	25,52	2,78	23,19	35,80
Provisão B Privado (Escala logarítmica)	48	18,88	2,68	16,95	28,73
Provisão C Crédito (Escala Logarítmica)	48	14,55	2,94	11,82	25,63

*Notas:* Todas as variáveis foram ajustadas para o valor monetário considerando o período base de dezembro de 2019 (IPCA). As variáveis com desvio padrão igual a 1 são variáveis que foram transformadas em Z-Score. As Variáveis *Outside-good*, *Parcela em relação ao M4*, e *Empréstimos* não estão normalizadas e foram apresentadas para demonstrar sua distribuição antes das transformações. As variáveis apresentadas na análise Impulso Resposta também não foram normalizadas, pois a transformação dessas são realizadas no próprio modelo. Todas as variáveis usaram os dados contidos no Relatório 4010 do Banco Central do Brasil (Bacen). O *M4* também foi obtido junto ao Bacen. A variável *Empréstimos* é representada pelo código COSIF 31000000. A Variável *Provisão* é representada pelo código COSIF 16900008.

### 3. Resultados

Esta seção está dividida em duas partes. Primeiro serão apresentados a evolução da elasticidade-preço da demanda, bem como as taxas de desvios entre 2008 e 2019. Nesta primeira análise, cabe as considerações acerca do tipo de mercado considerado, bem como da possibilidade de inclusão ou exclusão financeira. A partir da análise da demanda, serão então apresentados os resultados da análise de Impulso Resposta, considerando o modelo SVAR. Nesta segunda análise, busca-se avaliar qual é a resposta a preço após um choque sobre a inadimplência, medida pela provisão para crédito duvidoso (Conta COSIF 16900008). Ambas as análises são complementares e são realizadas mediante a conjuntura apresentada na [seção 2.1](#) (Conjunto Universo).

#### 3.1 Análise da Demanda e da Inclusão Financeira

Os testes de exclusão dos instrumentos, validade dos instrumentos (subidentificação – Cragg–Donald) e de especificação da demanda foram validados, pois a hipótese nula de Sargan–Hansen não foi rejeitada, indicando que os instrumentos foram

corretamente excluídos na estimativa do modelo restrito. Estes resultados estão descritos na [Tabela 2](#).

O teste de Ramsey foi realizado para cada um dos trimestres avaliados, considerando  $k = 3$ . Somente o primeiro trimestre de 2008, apresentado na [Tabela 2](#), foi marginalmente estatisticamente significativo. Os parâmetros para os demais trimestres não rejeitam a hipótese nula ([Tabela 14](#)). Segundo [Huang, Rojas, e Bass \(2008\)](#), quando o modelo de [Berry \(1994\)](#) está mal especificado, o viés dos coeficientes não tende a ser superior à 10%. Este é o caso assumido neste artigo para o primeiro trimestre de 2008, já que nos demais trimestres o modelo não apresentou problemas de especificação da demanda.

A partir dos procedimentos econométricos, foi possível identificar a elasticidade-preço da demanda (elasticidade). Os valores para cada um dos períodos foram negativos e estatisticamente significativos, variando apenas em sua dimensão, pontos máximos e mínimos ([Figura 2](#)). Os resultados completos, contendo o teste de hipótese, erro padrão, o valor de  $z$  e os intervalos de confiança estão detalhados na [Tabela 9](#), no [Apêndice](#) deste artigo.

Pela [Figura 2](#), percebe-se que, na média, a demanda por empréstimos no varejo é elástica em todo o período analisado. Isso indica que a conduta do mercado está mais próxima de um oligopólio, cujas firmas atuam na parte elástica da demanda, do que de um modelo concorrencial. Essa relação contrapõe os resultados apresentados por [Nakane \(2002\)](#) e [Nakane, Alencar, e Kanczuk \(2006\)](#) para períodos anteriores da economia brasileira. A diferença principal, entre os resultados aqui apresentados daqueles trabalhos, pode estar no bem externo (*outside good*) utilizado para estimar a demanda. Enquanto no presente trabalho avalia-se a demanda por cada unidade monetária, usando o *M4* como *outside good*, em [Nakane et al. \(2006\)](#) a medida adotada é uma proxy por pessoa.

A análise aqui apresentada tende a ser mais realista, pois a combinação encontrada por [Nakane et al. \(2006\)](#) tem pouca variabilidade e pode ser contestada dadas as diferentes combinações de contas entre agências bancárias que as pessoas

**Tabela 2.** Teste de identificação dos instrumentos e de especificação da demanda

Testes	Obs.	$\chi^2$ ou F	P-Valor
Sargan-Hansen	45.735	0,00	1,00
Cragg-Donald (Wald) – Estatística F	45.739	3.795,64	0,00
Taxa de Desvio B. Privado – Estatística F	45.739	2.432,01	0,00
Taxa de Desvio B. Público – Estatística F	45.739	201,53	0,00
Taxa de Desvio <i>Coop. Crédito</i> – Estatística F	45.739	16.908,01	0,00
<i>Price of Loans</i> – Estatística F	45.739	1.168,59	0,00
Cragg-Donald (Wald) – Subidentificação	45.739	11.387,86	0,00
Ramsey RESET ( $k = 3$ )	45.739	2,78	0,10

*Notas:* A estatística F de Cragg–Donald é o conhecido teste de Identificação Fraca, que indica o viés relativo máximo dos instrumentos sob o valor real de variáveis endógenas únicas. O viés encontrado é menor que 5% para todas as variáveis. Os valores críticos de [Stock e Yogo \(2005\)](#) são: 16,85 para viés relativo de 5% e 10,27 para viés relativo de 10%. Quando os valores de [Cragg e Donald \(1993\)](#), apresentados na coluna de qui-quadrado são maiores que os críticos de Stock e Yogo, o viés relativo é menor do que a respectiva faixa.

podem manter. Na análise da unidade monetária, temos uma análise abrangente da demanda em cada banco, considerando seu papel de criação de moeda e as interações com a demanda. Assim, as elasticidades de preço, aqui encontradas, são mais realistas do que as elasticidades de preço daquele documento.

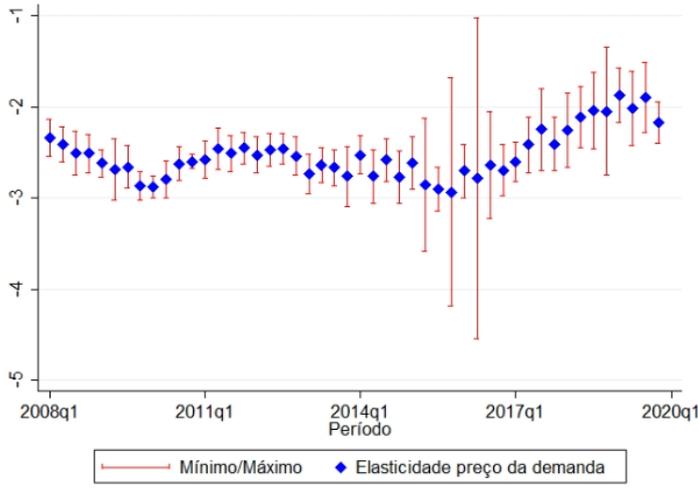
A taxa de canibalização dos bancos privados foi estatisticamente significativa à 1%, e permaneceu assim para todo o período (Tabela 10, no Apêndice). Isso indica que quando os bancos privados expandem a oferta de empréstimos, em relação aos outros tipos de bancos, a demanda por empréstimos apresenta uma variação positiva.

Os resultados para os bancos privados (Figura 3) mostram sua flexibilidade para assumir as características de outras taxonomias, sejam elas sociais, tecnológicas ou de conteúdo não lucrativo. Além disso, quando as demais taxonomias reduzem seu crédito, o banco privado pode aumentar sua oferta em 3,99 desvios padrões acima da constante (*fintechs*). Entretanto, associando este resultado com aquele apresentado na Figura 1(a), percebe-se que, para todo o período, a atuação dos bancos privados está relacionada à uma restrição de crédito no varejo. Assim, embora os bancos privados canibalizem a demanda de bancos públicos, cooperativas de crédito ou *fintechs*, no total, essa relação ocorreu no contexto de restrição de crédito.

De acordo com a análise de todo o período, quando as cooperativas aumentam suas taxas de canibalização em 1 desvio padrão, em relação às *fintechs*, cerca de 1,47 desvios padrões de seus empréstimos medianos foram injetados na economia no último trimestre de 2019 (Figura 4). Durante todo o período, as taxas de desvio das cooperativas de crédito foram positivas. Assim, ao associar os resultados da Figura 4 com a Figura 1(b), conclui-se que a redução do grau de verticalização dos produtos das cooperativas de crédito no período está levemente associada à uma inclusão financeira.

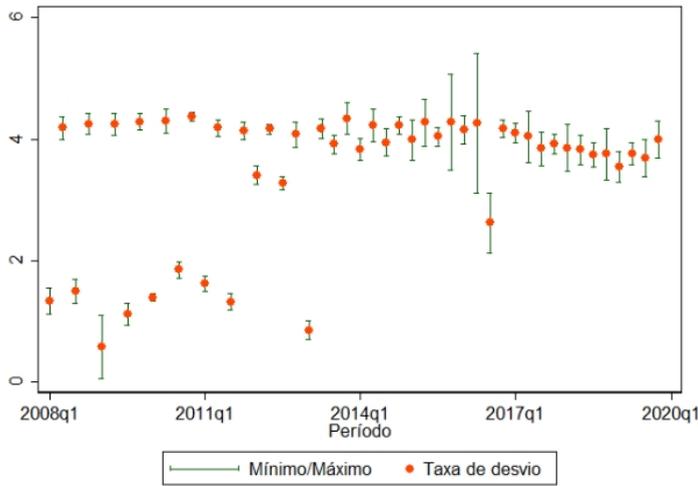
Por fim, avaliando as taxas de desvio dos bancos públicos, percebe-se que estes apresentam taxas estatisticamente não significativas (Tabela 11 no Apêndice), ou muito próximas à zero (Figura 5). Isso, porque, no varejo, são apenas dois bancos públicos atuando: Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal, onde cada um dos bancos apresenta suas funções de demanda social, porém diferentes funções entre si.

Uma hipótese que surge pode estar associada às condutas contraditórias entre estes dois bancos, considerados públicos, onde um expande o numerador e outro o contrai, tornando a variação estatisticamente não significativa. Assim, os resultados estatisticamente significativos podem estar associados a períodos em que as condutas de ambos os bancos foram coordenadas conjuntamente. Pelos resultados, estes períodos foram os meses de junho, setembro e dezembro de 2010, junho de 2012, dezembro de 2016, junho e dezembro de 2017 e dezembro de 2019. Onde até 2010, as taxas de desvio estatisticamente significativa foram negativas, e de 2010 em diante as taxas de desvio foram estatisticamente positivas.



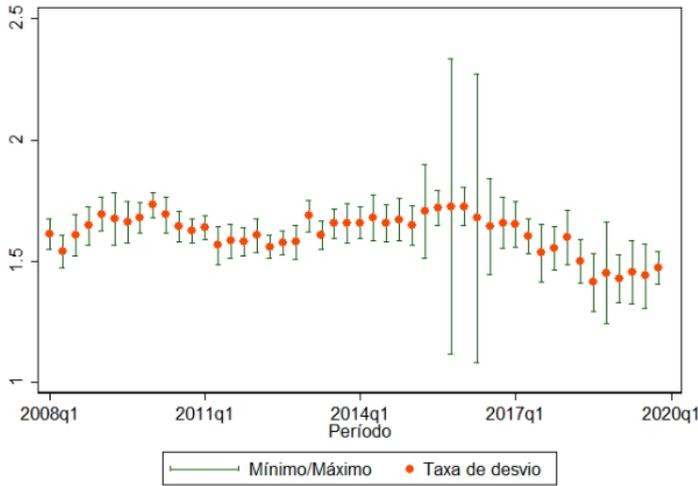
Nota: Os testes de hipóteses, bem como suas estatísticas encontram-se na Tabela 9 no Apêndice. Os valores mínimos e máximos representam as elasticidades mínimas e máximas de cada período analisado. Ponto é separador decimal.

Figura 2. Evolução da elasticidade-preço da demanda, entre 2008 e 2019



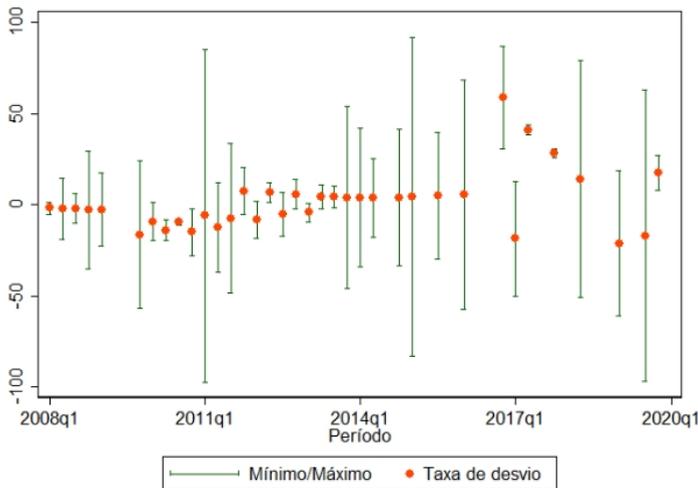
Nota: Os testes de hipóteses, bem como suas estatísticas encontram-se na Tabela 10 no Apêndice. Os valores mínimos e máximos representam as elasticidades mínimas e máximas de cada período analisado. Ponto é separador decimal.

Figura 3. Taxas de desvio dos bancos privados entre 2008 e 2019



*Nota:* Os testes de hipóteses, bem como suas estatísticas encontram-se na [Tabela 11](#) no [Apêndice](#). Os valores mínimos e máximos representam as elasticidades mínimas e máximas de cada período analisado. Ponto é separador decimal.

**Figura 4.** Taxas de desvio das cooperativas de crédito, entre 2008 e 2019

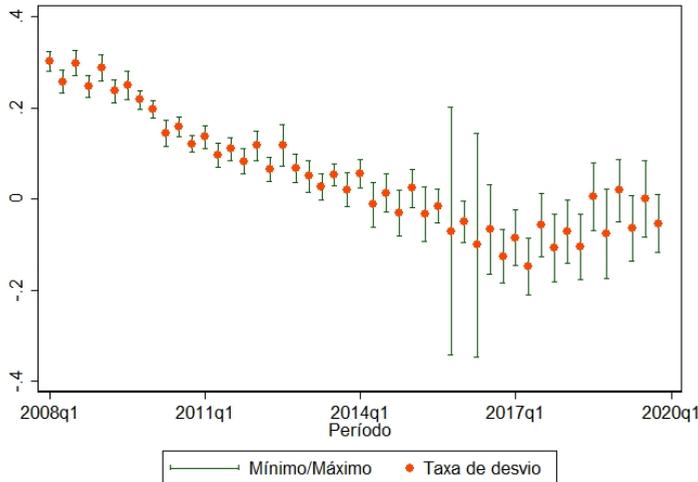


*Nota:* Os testes de hipóteses, bem como suas estatísticas encontram-se na [Tabela 12](#) no [Apêndice](#). Os valores mínimos e máximos representam as elasticidades mínimas e máximas de cada período analisado. Especificamente para os bancos públicos os períodos demonstrados estão limitados a um mínimo e máximo de 100 desvios padrões. Ponto é separador decimal.

**Figura 5.** Taxas de desvio dos bancos públicos entre 2008 e 2019

No entanto, ao fazer a associação dos períodos estatisticamente significativos com a [Figura 1\(b\)](#), nos trimestres em que os bancos públicos estavam expandindo crédito (até meados de 2014), a atuação dos bancos públicos, em 2010, está associada a uma exclusão financeira e, em 2012, à uma inclusão financeira. As taxas de desvio estatisticamente significativas após o ano de 2014, estão associadas à uma contração do crédito em relação ao *M4*.

Por fim, é possível avaliar as taxas de desvio das empresas de tecnologias, apresentadas na [Figura 6](#).



Nota: Os testes de hipóteses, bem como suas estatísticas encontram-se na [Tabela 13](#) no [Apêndice](#). Os valores mínimos e máximos representam as elasticidades mínimas e máximas de cada período analisado. Ponto é separador decimal.

**Figura 6.** Taxas de desvio das empresas de tecnologia (*fintechs*) entre 2008 e 2019

Os resultados estimados para as empresas de tecnologias estão presentes na [Tabela 13](#), no [Apêndice](#). Infelizmente, não há dados disponíveis destas empresas entre 2008 e 2019 para realizar a avaliação em relação ao *M4*. Assim, apenas é possível indicar que a taxa de inserção financeira destas instituições em 2008 era de 0,30 desvio padrão e que caiu para próximo de zero em 2019, tendo seu último efeito estatisticamente significativo no quarto trimestre de 2018, com uma taxa de canibalização negativa em 0,10 desvio padrão.

### 3.2 Inadimplência e Inclusão Financeira

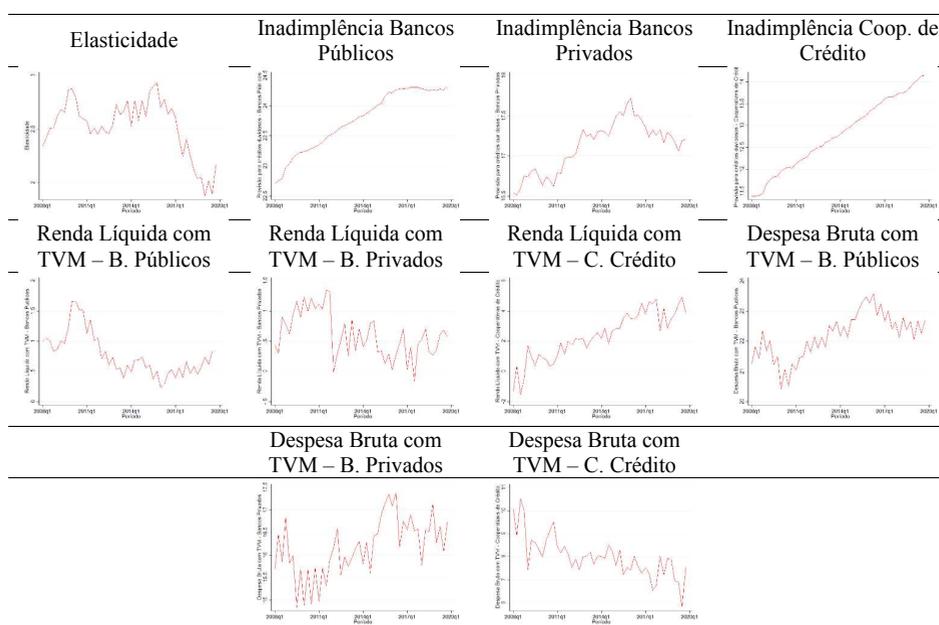
Nas seções anteriores, foram identificados o comportamento dos nichos (taxonomias), das instituições financeiras que detêm a capacidade de expandir empréstimos, além de demonstrar a elasticidade preço da demanda no varejo desse mercado. Busca-se agora responder se a inclusão financeira tem alguma relação contemporânea com a inadimplência, avaliando, assim, as duas hipóteses assumidas na introdução

deste artigo. Seguindo o desenho de pesquisa, apresenta-se, na [Figura 7](#), as séries utilizadas em nível.

As séries apresentadas na [Figura 7](#) estão na escala logarítmica, antes, porém, elas foram deflacionadas. Os valores representam o comportamento da média interna das séries, considerando um corte superior e inferior de 25%. Em todas as séries, percebe-se que, em algum momento, há uma possível quebra estrutural em na tendência de longo prazo, comprometendo a premissa de que as séries são estacionárias. Aliás, na escala logarítmica, sem diferenciação no tempo, as séries não parecem ser estacionárias. Os testes de cointegração das séries em nível estão disponíveis na [Tabela 14](#).

Primeiro, para analisar se há alguma quebra estrutural, o teste Supremo Wald para quebra estrutural foi realizado para todas as variáveis. Avaliou-se, portanto, em escala logarítmica todas as séries ([Tabela 3](#)).

Pelos resultados apresentados na [Tabela 3](#), confirma-se a suspeita de que todas as variáveis consideradas para a análise do SVAR têm quebras estruturais que podem comprometer os resultados. Portanto, optou-se por trabalhar com as séries diferenciadas no tempo. Como estas já estavam na escala logarítmica, passa-se agora a ter o retorno destas variáveis. Os testes para o retorno das séries, em diferença, são apresentados na [Tabela 4](#).



*Nota:* Os valores apresentados representam a média interna de cada um dos nichos analisados, exceto a elasticidade que é a média interna das elasticidades estimadas. Para a média interna considerou-se um corte superior e inferior de 25%. Eixo horizontal representa o período em trimestres (2008 a 2019). Eixo vertical representa as variáveis.

**Figura 7.** Média das Séries Deflacionadas em Nível

Pela [Tabela 4](#) percebe-se que após passar pela primeira diferença, somente a inadimplência dos bancos continuou com uma quebra estrutural estatisticamente significativa. Assim, optou-se por trabalhar com essa variável na segunda diferença, que se mostrou sem quebra estrutural.

Ainda, para garantir de que todas as variáveis se tornaram estacionárias, realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis em diferença ([Tabela 5](#)). A partir da relativa garantia de que as variáveis se tornaram estacionárias, após o processo de diferenciação, parte-se para a análise do VAR estrutural, considerando sempre o choque tecnológico de um desvio padrão na variável de inadimplência. Nas tabelas [6](#), [7](#) e [8](#) estão apresentados os resultados para os bancos públicos, bancos privados e cooperativas de crédito respectivamente. Em conjunto com a matriz de Impactos Contemporâneos, avalia-se também a decomposição de Cholesky estimada. Esta última representa o impacto imediato decomposto por uma das séries.

Dois são os modelos analisados. A hipótese levantada, considera, no primeiro modelo, que a inadimplência não sofre choques contemporâneos a partir das variações percentuais da renda líquida com Títulos e Valores Mobiliários (RLTVM) ou na elasticidade. A RLTVM pode sofrer influência contemporânea da inadimplência, mas não sofre da elasticidade. Por fim a elasticidade pode ser influenciada contemporaneamente pela RLTVM e pela inadimplência, mas não influencia nenhuma das demais variáveis. O segundo modelo segue a mesma sequência do primeiro, no entanto substitui a renda líquida pela despesa bruta com Títulos e Valores Mobiliários (DBTVM). Ambos são analisados como forma de robustez e complementariedade dos resultados.

A análise inversa das variáveis está presente no [Apêndice](#) para os dois modelos. As tabelas [17](#), [18](#) e [19](#) têm interpretação semelhante à das tabelas [6](#), [7](#) e [8](#). Porém, demonstra-se nelas o impacto no sentido de Granger (de forma complementar às suas respectivas tabelas apresentadas no texto). A forma de interpretar as tabelas [6](#), [7](#) e [8](#) é: fixa-se uma coluna (por exemplo a *I*) e avalia da primeira linha, com valor não nulo, para as demais. A interpretação das tabelas [17](#), [18](#) e [19](#) ocorre da mesma forma, porém fixa-se uma coluna (por exemplo a *E*) e avalia da última linha, não nula, para as primeiras.

Desta forma, na [Tabela 6](#) percebe-se que o impacto contemporâneo da inadimplência sobre a elasticidade reflete um valor negativo e estatisticamente significativo. No entanto, como a elasticidade recebe também um choque da RLTVM, ao decompor os efeitos (Matrizes da direita), percebe-se que choque na inadimplência dos bancos públicos produz um impacto inicial positivo sobre a elasticidade (que está em valor absoluto). Veja que o choque da inadimplência sobre a renda líquida não é estatisticamente significativo, mas que um choque da inadimplência sobre a elasticidade, passando pela RLTVM, é.

**Tabela 3.** Análise de quebra estrutural das variáveis na escala logarítmica

Variável	Tipo de diferenciação	S. Wald	Sig.	P-valor	Data Estimada da Quebra Estrutural
Elasticidade	Nível	93,39	***	0,00	2017 q3
Despesa G	Nível	77,24	***	0,00	2013 q2
Renda TVM G	Nível	97,14	***	0,00	2012 q1
Inadimplência G	Nível	146,96	***	0,00	2013 q2
Despesa P	Nível	41,17	***	0,00	2014 q4
Renda TVM P	Nível	17,77	***	0,00	2015 q3
Inadimplência P	Nível	154,35	***	0,00	2012 q3
Despesa C	Nível	37,10	***	0,00	2011 q4
Renda TVM C	Nível	93,71	***	0,00	2011 q4
Inadimplência P	Nível	134,15	***	0,00	2014 q2

Notas: O teste foi realizado considerando o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2008 ao quarto trimestre de 2019. Foi retirado uma sub amostra compreendendo o primeiro trimestre de 2010 ao primeiro trimestre de 2018. Cada variável foi avaliada separadamente. P é referente aos bancos privado; G é referente aos bancos públicos; C é referente às cooperativas de crédito; Sig. é Significância; e S Wald é Supremo Wald. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

**Tabela 4.** Análise de quebra estrutural das variáveis em diferenças

Variável	Tipo de diferenciação	S. Wald	Sig.	P-valor	Data Estimada da Quebra Estrutural
Elasticidade	Primeira Diferença	2,70		0,61	-
Despesa G	Primeira Diferença	0,69		1,00	-
Renda TVM G	Primeira Diferença	0,22		1,00	-
Inadimplência G	Primeira Diferença	22,55	***	0,00	2016 q1
Inadimplência G	Segunda Diferença	0,48		1,00	-
Despesa P	Primeira Diferença	0,29		1,00	-
Renda TVM P	Primeira Diferença	0,16		1,00	-
Inadimplência P	Primeira Diferença	1,66		0,87	-
Despesa C	Primeira Diferença	0,52		1,00	-
Renda TVM C	Primeira Diferença	0,23		1,00	-
Inadimplência C	Primeira Diferença	1,05		1,00	-

Notas: O teste foi realizado considerando o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2008 ao quarto trimestre de 2019. Foi retirado uma sub amostra compreendendo o primeiro trimestre de 2010 ao primeiro trimestre de 2018. Cada variável foi avaliada separadamente. P é referente aos bancos privado; G é referente aos bancos públicos; C é referente às cooperativas de crédito; Sig. é Significância; e S Wald é Supremo Wald. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

**Tabela 5.** Análise de estacionariedade das séries em diferença, conforme Tabela 4

Variável	Defasagens	Test	Sig
Elasticidade	1	-4,15	***
Despesa G	1	-2,97	**
Renda TVM G	1	-3,17	**
Inadimplência G	1	-8,54	***
Despesa P	1	-5,19	***
Renda TVM P	1	-4,63	***
Inadimplência P	1	-4,55	***
Despesa C	1	-7,45	***
Renda TVM C	1	-3,56	***
Inadimplência C	1	-4,80	***

Notas: O teste foi realizado considerando o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2008 ao quarto trimestre de 2019. Todas as variáveis foram testadas para apenas uma defasagem. Cada variável foi avaliada separadamente. P é referente aos bancos privados; G é referente aos bancos públicos; e C é referente às cooperativas de crédito. A hipótese nula é que a variável contém uma raiz unitária. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

**Tabela 6.** Matrizes de Impactos Contemporâneos e sua decomposição de Cholesky – Bancos Públicos

Modelos	Matriz de Impacto Contemporâneo - RLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 1	$\begin{vmatrix} Eq/Var & I & R & E \\ Eq.I & 0,02 *** & 0 & 0 \\ Eq.R & 1,02 & 0,12 *** & 0 \\ Eq.E & -2,05 *** & -0,10 & 0,10 *** \end{vmatrix}$	$\begin{vmatrix} Eq \\ Var & I & R & E \\ Eq.I & 0,02 & 0 & 0 \\ Eq.R & -0,02 & 0,12 & 0 \\ Eq.E & 0,04 & -0,01 & 0,10 \end{vmatrix}$
	$\begin{vmatrix} Eq \\ Var & I & D & E \\ Eq.I & 0,02 *** & 0 & 0 \\ Eq.D & -5,22 *** & 0,16 *** & 0 \\ Eq.E & -2,35 *** & 0,04 & 0,10 *** \end{vmatrix}$	$\begin{vmatrix} Eq \\ Var & I & D & E \\ Eq.I & 0,02 & 0 & 0 \\ Eq.D & 0,10 & 0,16 & 0 \\ Eq.E & 0,04 & -0,01 & 0,10 \end{vmatrix}$

Notas: O VAR estrutural foi estimado considerando seis defasagens. O critério de escolha das defasagens considera o tempo médio dos empréstimos dos bancos públicos de 15 meses, considerando o critério de AIC. *I* refere-se à provisão de crédito duvidoso como variável de inadimplência; *R* refere-se à RLTVM; *E* refere-se à elasticidade do mercado. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

Complementa-se essa informação ao avaliar a despesa bruta com TVM (DBTVM), pois, a partir da decomposição dos choques, percebe-se também que a inadimplência está relacionada com uma variação positiva de suas despesas brutas. Ao final, ao avaliar a decomposição de Cholesky, tanto para o Modelo 1 quanto para o Modelo 2, a magnitude da relação entre inadimplência e elasticidade é praticamente a mesma nos dois modelos. Assim, conclui-se que um aumento na inadimplência, promove um impacto na gestão dos TVMs, através das despesas brutas, o que, ao final, aumenta o peso morto na demanda dos bancos públicos.

Um caso interessante para bancos públicos ocorre na análise inversa (Tabela 17). Em ambas as análises (Modelos 1 e 2 daquela tabela), a inadimplência afeta a inclusão ou exclusão financeira (elasticidade), pois a elasticidade afeta a inadimplência com o mesmo sinal de que a inadimplência afeta a elasticidade. Esses achados mostram que existe uma correlação entre essas duas variáveis. No entanto, as despesas de TVM reagem de forma significativa apenas à inadimplência. Assim, a variação da curva de demanda do consumidor não tem efeito significativo nas DBTVM dos bancos públicos, identificando um possível mecanismo temporal no sentido de Granger. Além disso, a DBTVM não afeta a elasticidade separadamente, mas afeta contemporaneamente<sup>8</sup> a inadimplência.

Pelos resultados apresentados na Tabela 7, mais especificamente na decomposição de Cholesky do primeiro modelo, percebe-se que um choque na inadimplência está associado à uma variação positiva na elasticidade. No entanto, a variação não parece ocorrer por meio da renda líquida com TVM, mas sim por meio da redução das despesas com TVM.

<sup>8</sup>Lembre-se que  $v_{i,t} = A_1^{-1}B_1r_{1,t}$ .

**Tabela 7.** Matrizes de Impactos Contemporâneos e sua decomposição de Cholesky – Bancos Privados

Modelos	Matriz de Impacto Contemporâneo - RLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 1	$\begin{vmatrix} Eq/Var & I & R & E \\ Eq.I & 0,07^{***} & 0 & 0 \\ Eq.R & -0,24 & 0,18^{***} & 0 \\ Eq.E & -0,34^{**} & -0,02 & 0,07^{***} \end{vmatrix}$	$\begin{vmatrix} Eq/Var & I & R & E \\ Eq.I & 0,07 & 0 & 0 \\ Eq.R & 0,02 & 0,18 & 0 \\ Eq.E & 0,02 & 0,00 & 0,07 \end{vmatrix}$
	Matriz de Impacto Contemporâneo - DBTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 2	$\begin{vmatrix} Eq \\ Var & I & D & E \\ Eq.I & 0,07^{***} & 0 & 0 \\ Eq.D & 0,38^{***} & 0,18^{***} & 0 \\ Eq.E & -0,43^{***} & -0,22^{***} & 0,07^{***} \end{vmatrix}$	$\begin{vmatrix} Eq \\ Var & I & D & E \\ Eq.I & 0,07 & 0 & 0 \\ Eq.D & -0,03 & 0,18 & 0 \\ Eq.E & 0,02 & -0,04 & 0,07 \end{vmatrix}$

Notas: O VAR estrutural foi estimado considerando oito defasagens. O critério de escolha das defasagens considera o tempo médio estimado dos empréstimos dos bancos privados que foi de 24 meses, considerando o critério de AIC. *I* refere-se à provisão de crédito duvidoso como variável de inadimplência; *R* refere-se à RLTVM; *E* refere-se à elasticidade do mercado. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

Veja no segundo modelo que o efeito da inadimplência sobre a DBTVM é estatisticamente significativo na matriz de impacto contemporâneo e que, decompondo este valor por variável, percebe-se que o efeito da inadimplência sobre as despesas é negativo. O mesmo ocorre quando um choque afeta diretamente as DBTVM, pois este tem uma relação negativa e significativa com a elasticidade.

Inversamente (Tabela 18), se um aumento na inadimplência promove um aumento na exclusão financeira, um aumento na exclusão financeira dos bancos privados também aumenta a inadimplência. Assim como nos bancos públicos, existe associação entre essas duas variáveis para os bancos privados, mas o mesmo não ocorre com a receita ou despesa com TVM do banco privado. Um aumento da inadimplência está associado à redução da DBTVM. Mas, um choque estrutural, na elasticidade, promove uma expansão das despesas. Ao decompor a elasticidade-preço da demanda, mantendo a demanda constante, a expansão das despesas (no modelo inverso), somente poderia ser proveniente, no atual sistema, do aumento dos preços dos empréstimos. Este resultado indica que um aumento da elasticidade ao longo da curva de demanda faz com que o banco privado pague mais pelos TVMs, provavelmente pelo aumento do custo de oportunidade. Logo, se a causalidade temporal, no sentido de Granger, é evidente para os bancos públicos, os bancos privados parecem seguir o raciocínio dos Clássicos e suas definições de oferta, demanda e custos de oportunidade.

A análise de choques contemporâneos e suas decomposições para as cooperativas de crédito, indica uma relativa estabilidade em relação à inadimplência (Tabela 8). Isso porque, não há uma significância estatística na análise dos choques simultâneos dessa variável sobre a elasticidade de mercado. Ao desagregar o choque,

**Tabela 8.** Matrizes de Impactos Contemporâneos e sua decomposição de Cholesky – Cooperativas de Crédito

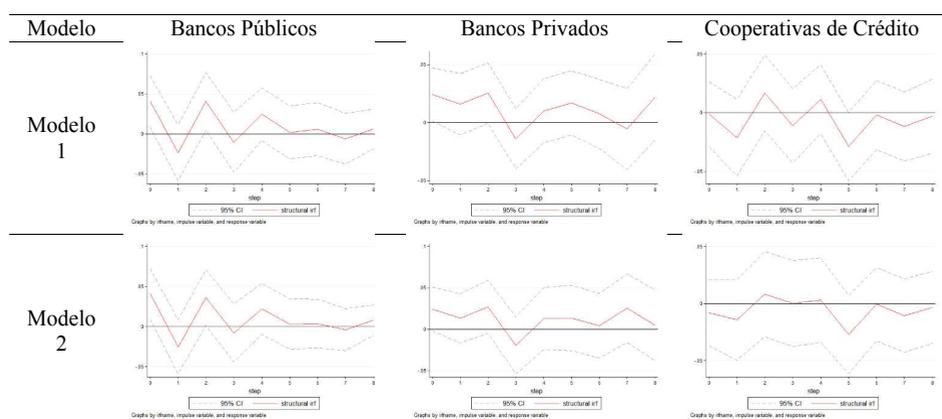
Modelos	Matriz de Impacto Contemporâneo - RLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 1	$\begin{array}{c ccc} \text{Eq} & I & R & E \\ \hline \text{Var} & 0,02 *** & 0 & 0 \\ \text{Eq. I} & -7,98 ** & 0,31 *** & 0 \\ \text{Eq. R} & -0,23 & -0,39 & 0,09 *** \\ \text{Eq. E} & & & \end{array}$	$\begin{array}{c ccc} \text{Eq/Var} & I & R & E \\ \hline \text{Eq. I} & 0,02 & 0 & 0 \\ \text{Eq. R} & 0,12 & 0,31 & 0 \\ \text{Eq. E} & -0,00 & -0,01 & 0,09 \end{array}$
	Matriz de Impacto Contemporâneo - DBTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 2	$\begin{array}{c ccc} \text{Eq} & I & D & E \\ \hline \text{Var} & 0,02 *** & 0 & 0 \\ \text{Eq. I} & 8,44 *** & 0,27 *** & 0 \\ \text{Eq. D} & -0,25 & -0,09 * & 0,09 *** \\ \text{Eq. E} & & & \end{array}$	$\begin{array}{c ccc} \text{Eq/Var} & I & D & E \\ \hline \text{Eq. I} & 0,02 & 0 & 0 \\ \text{Eq. D} & -0,13 & 0,27 & 0 \\ \text{Eq. E} & -0,01 & -0,02 & 0,09 \end{array}$

Notas: O VAR estrutural foi estimado considerando oito defasagens. O critério de escolha das defasagens considera o tempo médio estimado dos empréstimos das cooperativas de crédito que foi de 24 meses, considerando o critério de AIC. *I* refere-se à provisão de crédito duvidoso como variável de inadimplência; *R* refere-se a RLTVM; *E* refere-se à elasticidade do mercado. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

tanto para a RLTVM, quanto para as DBTVM, os efeitos indicam uma relação marginalmente negativa.

Para as Cooperativas de Crédito, o mecanismo por traz também parece ser o mercado, pois qualquer efeito, proveniente do choque de demanda, sobre a elasticidade, sempre irá passar pelo mercado de TVM. Analisando a [Tabela 19](#) junto com a [Tabela 8](#), o leitor pode ver que há algum sentido de Granger na presente análise. A inadimplência que as cooperativas de crédito observam afeta a sua sobra líquida com TVM positivamente (Modelo 1, [Tabela 8](#)), porém, quando há um aumento ao longo da curva da elasticidade-preço da demanda, mediante aumento dos juros (considerando os mesmos pressupostos usados para os bancos privados), a renda líquida não sofre nenhum efeito estatisticamente significativo. Por outro lado, ao analisar o efeito das despesas, percebe-se que o mercado de TVM também segue a lógica dos Clássicos (de definição da oferta demanda e custo de oportunidade). Esses movimentos são indícios de que as cooperativas de crédito podem estar usando suas RLTVM para suavizar o efeito da inadimplência, não restringindo crédito em momentos adversos.

Apresenta-se, na [Figura 8](#), a análise de impulso resposta da inadimplência sobre a elasticidade-preço da demanda. Os resultados representam o comportamento de oito trimestres após o choque estrutural. A periodicidade foi escolhida de forma a acompanhar o ciclo médio dos empréstimos dos nichos. Os ciclos foram estimados baseados no critério de defasagem dado pela Informação de Akaike, AIC, Informação de Schwarz, SBIC, ou pela Informação de Hannan e Quinn, HQIC, ambos apresentados na [Tabela 15](#).



Nota: O Modelo 1 considera a renda líquida com títulos e valores mobiliários de alta liquidez como mecanismo de transmissão. O Modelo 2 considera somente a despesa bruta com título e valores mobiliários de alta liquidez.

**Figura 8.** Análise de impulso resposta da inadimplência sobre a elasticidade-preço da demanda

Avaliando os dois modelos, percebe-se que a principal diferença está na estratégia imediata, pois para os bancos públicos e bancos privados, a variação na inadimplência está associada uma restrição imediata do crédito. No tocante às cooperativas de crédito, não é possível dissociar a média levemente mais baixa da média de referência, mas neste nicho, o choque demora mais de um trimestre para fazer efeito.

Este resultado está em linha com o que teoricamente se espera. Enquanto os bancos privados e pelo menos um dos bancos públicos estão preocupados com os interesses de seus acionistas, as cooperativas de crédito, possivelmente, estão preocupadas com os atos cooperativos. Neste caso, como tanto os emprestadores quanto os tomadores são cooperados, a decisão por restringir crédito passa antes pela atividade fim dos cooperados, antes de seguir a tendência do mercado.

#### 4. Implicações de políticas públicas

Os resultados apresentados nesta pesquisa trazem indícios da validade do efeito *crowding-out* na intermediação financeira brasileira. Esse resultado ocorre porque as despesas dos bancos públicos com Títulos e Valores Mobiliários (DBTVM) afetam o comportamento da demanda motivada apenas pela inadimplência, com causalidade de Granger. Ou seja, como os bancos privados restringem o crédito por pelo menos três trimestres, após o aumento da inadimplência, os bancos públicos precisam aumentar suas DBTVM para criar moeda (de forma a satisfazer reservas técnicas sem recorrer ao Banco Central) e aumentar sua oferta de crédito um trimestre após o choque exógeno da inadimplência. Como esses aumentos com as

DBTVM afetam suas prestações de contas, os bancos públicos precisam restringir o crédito novamente no segundo trimestre, de forma a equilibrar suas demonstrações financeiras trimestrais. Esses movimentos persistem em até um ano, quando o comportamento da demanda retorna ao ponto anterior ao choque de demanda. Por outro lado, as restrições de crédito dos bancos privados continuam com um desvio padrão acima da linha de referência, enquanto as cooperativas de crédito permanecem como antes da inovação da inadimplência, com nenhuma criação de peso morto estatisticamente significativa.

Esses achados se alinham com o esperado, uma vez que os bancos públicos amenizam a restrição de crédito tão logo possível. Por outro lado, devido à análise da demanda, os bancos privados e as cooperativas de crédito parecem ser os únicos a terem capacidade de promover inclusão financeira. No entanto, em tempos adversos, apenas as cooperativas de crédito buscam suavizar o efeito da inadimplência, sem causar peso morto na demanda. Vale lembrar que as taxas de canibalização das cooperativas de crédito são positivas e que o quadro também mostra uma expansão do crédito (Figura 1). Em contrapartida, os bancos privados apresentam uma tendência negativa, apesar dos índices positivos de canibalização. Além disso, o aumento da RLTVM com a redução DBTVM em momentos adversos mostra que as cooperativas de crédito são menos propensas a assumir riscos do que os bancos públicos, seguindo a lógica de mercado dos Clássicos. Assim, é possível destacar as cooperativas de crédito como modelo de inclusão financeira no sistema de intermediação financeira brasileiro.

O comportamento hora apresentado, não invalida a inclusão das cooperativas de crédito em análises que envolve a intermediação financeira. Na verdade, a diferença do seu comportamento para o comportamento dos bancos privados, reforça a característica de uma instituição de varejo na preocupação com o desenvolvimento local (Menezes & Lajus, 2016; Menezes & de Souza Lajus, 2015). De acordo com Westley e Shaffer (1999), as cooperativas de crédito latino-americanas apoiam projetos menores do que os bancos privados. No entanto, os resultados para as cooperativas de crédito da presente pesquisa mostram que ambos os nichos possuem ciclos com a mesma quantidade de meses, indicando que os empréstimos de bancos privados e cooperativas de crédito são semelhantes.

De qualquer forma, considerando momentos adversos, uma possível regulação poderia considerar a maneira de gestão das cooperativas de crédito, ou pelo menos uma parte dela, aquela considerada à conscientização financeira. De qualquer forma, os resultados indicam que as empresas que obtêm crédito cooperativo estão associadas à uma menor fricção de mercado, do que as empresas que buscam crédito nos bancos privados. Essa análise é relativamente importante, principalmente para a tomada de decisão de empresas que realizam antecipação de recebíveis e necessitam de *working capital* para se manter.

Por fim, cabe falar das implicações de políticas das *Fintechs* no mercado de empréstimos de varejo nacional. De acordo com os estudos de Frost et al. (2019) publicado pelo Banco de Compensações Internacionais (BIS), as *fintechs* respondem mundialmente por aproximadamente 0,5% do total de empréstimos no mercado de varejo. Os resultados aqui apresentados, não se distanciam dos resultados encontrados pelo trabalho publicado pelo BIS. Considerando a média de canibalização destas empresas, pode-se dizer que sua participação no mercado de varejo brasileiro é de aproximadamente 0,40%, ao fim de 2019. Este é um valor academicamente aceitável, pois para Frost et al. (2019), a participação de mercado das *fintechs* variava entre 0,3% e 0,6% em 2017 no Brasil.

No entanto, estas firmas ainda estão longe de promover uma inclusão financeira de forma mais acentuada, a ponto de acompanhar a tendência mundial de desintermediação financeira. Ressalta-se, que a presente análise não desagrega os empréstimos realizados pelos bancos privados por meio das suas diversas plataformas, considerando como *fintechs* somente as empresas sem nenhuma agência física.

A baixa representatividade das empresas de tecnologia no mercado brasileiro pode representar o baixo acesso à novas tecnologias por parte da população, o acesso de somente aqueles que já é bancarizado, ou somente daqueles que estão sob cobertura de internet. Neste sentido, avaliar a inclusão financeira por meio dessas empresas de tecnologia ainda pode carecer de políticas públicas complementares que permitam a inclusão social no mercado de novas tecnologias. Essa é uma das lacunas que os resultados deste artigo não conseguem preencher.

## 5. Conclusão

O presente trabalho buscou avaliar como a inadimplência dos consumidores (pessoas físicas e jurídicas) observada pelos bancos públicos e pelos bancos privados afetam a demanda na intermediação financeira, considerando que a exigência de reservas técnicas pode promover uma pressão ascendente ou descendente sobre os preços, aumentando ou diminuindo o grau de competição deste mercado. Nessa relação, este artigo analisou quatro diferentes instituições financeiras: os bancos públicos, os bancos privados, as cooperativas de crédito singulares e de forma complementar as *fintechs*.

Duas foram as hipóteses assumidas, onde a primeira se resume na existência do efeito *crowding out* (bancos públicos buscam insumos nos mercados de Títulos e Valores Mobiliários para suavizar a restrição do crédito promovida pelos bancos privados). A segunda hipótese prevê que a inadimplência promove uma pressão ascendente sobre os empréstimos, de todas as taxonomias, realizados no varejo, aumentando o peso morto na economia. Para testar essas hipóteses, usou-se da análise da demanda com estimação do modelo de escolha discreta de Berry

(1994), com adaptação para capturar as taxas de desvios (efeito de canibalização de Farrell e Shapiro (2010)). Posteriormente, utilizou-se de um modelo VAR estrutural para avaliar o comportamento da elasticidade do mercado frente a variações da inadimplência sofrido por três dos quatro nichos das instituições financeiras (Bancos Públicos, Bancos Privados e Cooperativas de Crédito).

Os resultados para os bancos privados estão associados à uma restrição do crédito imediatamente ao choque positivo na inadimplência. Diante destes cenários, os bancos privados levam pelo menos três trimestres para retornar à média de referência, passando a maior parte do ciclo de seus empréstimos com maior peso morto em relação ao período anterior ao choque. Por outro lado, os resultados para os bancos públicos estão associados à uma possível restrição de crédito imediata ao choque de inadimplência, mas, diferentemente dos bancos privados, esses suavizam a restrição de crédito ainda no decorrer do primeiro trimestre. Estes resultados indicam a presença do efeito *crowding out* no mercado de empréstimos brasileiro, tanto entre bancos públicos e bancos privados, quanto entre bancos públicos e cooperativas de crédito, pois as despesas com TVM foram identificadas como possível canal entre inadimplência e o comp

Com respeito às cooperativas de crédito, percebe-se que estas são as únicas capazes de promover inclusão financeira com resultados associados à efetiva inclusão. Os resultados de impulso resposta estão associados à uma menor fricção financeira dos mutuários destas empresas em momentos de crise. Ainda, além das taxas de canibalização serem positivas, percebe-se que o montante operado pelas cooperativas de crédito apresenta tendência de alta ao longo do período analisado.

Por fim, com relação as *fintechs*, pode-se concluir que a participação dessas firmas no mercado ainda é incipiente, indicando a necessidade de existência de políticas públicas que vão além do objetivo principal deste artigo. A partir das taxas de canibalização, reflete-se que o processo de desintermediação financeira ainda está distante daqueles apresentados mundialmente. Este resultado está alinhado com a literatura que aborda o tema.

Para futuras pesquisas, espera-se que havendo disponibilidade dos dados sobre as *fintechs*, este novo nicho online possa ser analisado com maior amplitude, destacando-se seus efeitos sobre a inclusão financeira e suas potencialidades para políticas públicas.

## Referências bibliográficas

- Amisano, G., & Giannini, C. (1997). *Topics in structural VAR econometrics*. Springer.
- Bacen. (1964). *Padrão das instituições reguladas pelo Banco Central do Brasil – COSIF*. Banco Central. <https://www3.bcb.gov.br/aplica/cosif>

- Bacen.** (2003). Resolução nº 3.106: Dispõe sobre os requisitos e procedimentos para a constituição, a autorização para funcionamento e alterações estatutárias, bem como para o cancelamento da autorização para funcionamento de cooperativas de crédito. Banco Central. [https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/2003/pdf/res\\_3106\\_v1\\_O.pdf](https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/2003/pdf/res_3106_v1_O.pdf)
- Bacen.** (2007). Resolução nº 3.442: Dispõe sobre a constituição e o funcionamento de cooperativas de crédito. Banco Central. [https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo=/Lists/Normativos/Attachments/48129/Res\\_3442\\_v4\\_L.pdf](https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo=/Lists/Normativos/Attachments/48129/Res_3442_v4_L.pdf)
- Bacen.** (2010). Resolução nº 3.859: Altera e consolida as normas relativas à constituição e ao funcionamento de cooperativas de crédito. Banco Central. [https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo=/Lists/Normativos/Attachments/49615/Res\\_3859\\_v6\\_L.pdf](https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo=/Lists/Normativos/Attachments/49615/Res_3859_v6_L.pdf)
- Berry, S. T.** (1994). Estimating discrete-choice models of product differentiation. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 242–262. <http://dx.doi.org/10.2307/2555829>
- Brasil.** (1971). Lei 5.764: Define a política nacional de cooperativismo, institui o regime jurídico das sociedades cooperativas, e dá outras providências. Casa Civil. [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/L5764.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L5764.htm)
- Camargo, P. O.** (2009). *A evolução recente do setor bancário no Brasil*. São Paulo: Cultura Acadêmica.
- Cragg, J. G., & Donald, S. G.** (1993). Testing identifiability and specification in instrumental variable models. *Econometric Theory*, 9(2), 222–240. <http://dx.doi.org/10.1017/S0266466600007519>
- Farrell, J., & Shapiro, C.** (2010). Antitrust evaluation of horizontal mergers: An economic alternative to market definition. *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, 10(1). <https://faculty.haas.berkeley.edu/shapiro/alternative.pdf>
- Frost, J., Gambacorta, L., Huang, Y., Shin, H. S., & Zbinden, P.** (2019). *BigTech and the changing structure of financial intermediation* (BIS Working Paper N° 779). BIS. <https://www.bis.org/publ/work779.pdf>
- Huang, D., Rojas, C., & Bass, F.** (2008). What happens when demand is estimated with a misspecified model? *Journal of Industrial Economics*, 56(4), 809–839. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6451.2008.00361.x>
- Huber, P. J.** (1967). Behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. In *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* (Vol. 1 (Statistics)), pp. 221–233).
- Lütkepohl, H.** (2013). Identifying structural vector autoregressions via changes in volatility. In *VAR models in macroeconomics – New developments and applications: Essays in honor of Christopher A. Sims* (pp. 81–115). Bingley: Emerald Group. (*Advances in Econometrics*, Vol. 32) [http://dx.doi.org/10.1108/S0731-9053\(2013\)0000031005](http://dx.doi.org/10.1108/S0731-9053(2013)0000031005)
- Menezes, C. M., & de Souza Lajus, M. L.** (2015). Cooperativismo de crédito e desenvolvimento. *Economia & Desenvolvimento*, 14(2), 294–313. <https://periodicos.ufpb.br/index.php/economia/article/view/29950>

- Menezes, C. M., & Lajus, M. L. D. S.** (2016). Cooperativismo de crédito e desenvolvimento. *Revista Economia e Desenvolvimento*, 14(2), 294–313. <https://periodicos.ufpb.br/index.php/economia/article/view/29950>
- Nakane, M. I.** (2002). A test of competition in Brazilian banking. *Estudos Econômicos*, 32(2), 203–224. <https://www.revistas.usp.br/ee/article/view/117799>
- Nakane, M. I., Alencar, L. S., & Kanczuk, F.** (2006, junho). *Demand for bank services and market power in Brazilian banking* (Working Paper N° 107). Brasília, DF: Banco Central do Brasil.
- Nakane, M. I., & Wientraub, D. B.** (2005). Bank privatization and productivity: Evidence for Brazil. *Journal of Banking & Finance*, 29(8-9), 2259–2289. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.03.015>
- Passos, N., & Modenesi, A. D. M.** (2020). Do public banks reduce monetary policy power? Evidence from Brazil based on state dependent local projections (2000–2018). *International Review of Applied Economics*, 35(3-4), 502–519. <http://dx.doi.org/10.1080/02692171.2020.1837745>
- Pfaff, B.** (2008). VAR, SVAR and SVEC models: Implementation within R package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4), 1–32. <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v027.i04>
- Rocha, F. A. S.** (2001, novembro). *Evolução da concentração bancária no Brasil (1994–2000)* (Notas Técnicas do Banco Central do Brasil N° 11). Brasília, DF: Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/publicacoes/notastecnicas/31102001nt11concentbancp>
- Sanches, F., & Silva-Junior, D.** (2012). *Public banks improve private banks performance: Evidence from a dynamic structural model*.
- Sanches, F., Silva-Junior, D., & Srisuma, S.** (2018). Banking privatization and market structure in Brazil: A dynamic structural analysis. *Rand Journal of Economics*, 49(4), 936–963. <http://dx.doi.org/10.1111/1756-2171.12257>
- Shinkoda, M. H., & Braga, M. J.** (2019). Fusões nas cooperativas de crédito e desenvolvimento do sistema financeiro do brasil: *Competition-Stability* ou *Competition-Fragility*. In Associação Brasileira de Desenvolvimento (Org.), *Prêmio ABDE-BID: Edição 2019* (pp. 143–178). Rio de Janeiro: ABDE Editorial.
- Stock, J. H., & Yogo, M.** (2005). Testing for weak instruments in Linear IV regression: Identification and inference for econometric models. In D. W. K. Andrews & J. H. Stock (Orgs.), *Essays in honor of Thomas Rothenberg* (pp. 80–108). Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511614491.006>
- Westley, G. D., & Shaffer, S.** (1999). Credit union policies and performance in Latin America. *Journal of Banking and Finance*, 23(9), 1303–1329. [http://dx.doi.org/10.1016/S0378-4266\(99\)00006-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00006-0)
- White, H. A.** (1980). Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. [http://dx.doi.org/0012-9682\(198005\)48:4<817:AHCMEA>2.0.CO;2-K](http://dx.doi.org/0012-9682(198005)48:4<817:AHCMEA>2.0.CO;2-K)
- Yeyati, E. L., Micco, A., & Panizza, U. A.** (2007). Reappraisal of state-owned banks. *Economía*, 7(2), 209–247. <http://dx.doi.org/10.1353/eco.2007.0015>

## Apêndice.

### Derivação do modelo empírico

Seja  $d_{j,t} \equiv d(q_{j,t}, o_{j,t})$  a equação 1 do modelo onde  $d(q_{j,t}, o_{j,t}) = \ln(s_{j,t}/o_{j,t})$ . Segue-se a mesma abordagem de Berry (1994), onde  $s_j = e^{u_j} / \sum_{k=0}^J e^{u_k}$ , a utilidade é dada por  $u_{j,t} = \delta_{jt} + \zeta_{igt} + (1 - \sigma)\epsilon_{ij,t}$  e  $\delta_{jt} = \beta p_{j,t} + x'_{j,t}\alpha + \xi_j$ .

A partir destas considerações, temos uma distribuição logística, na qual precisamos analisá-la de forma linear. Um meio de fazer isso é calcular as razões de chances a favor a partir de  $s_j = e^{u_j} / \sum_{k=0}^J e^{u_k}$ . Considera-se que  $j$  é o produto a ser analisado dentro de um range que vai de 0 até  $k$  produtos, onde 0 é o bem externo. O primeiro ponto é considerar (normalizar) o bem externo à firma  $j$  igual a zero. Fazendo isso temos a seguinte sequência:

$$s_j = \frac{e^{u_j}}{\sum_{k=0}^J e^{u_k}} \equiv s_j = \frac{e^{u_j}}{e^{u_0} + e^{u_j}}.$$

Normalizando o bem externo à zero, temos:

$$s_j = \frac{e^{u_j}}{e^0 + e^{u_j}} \equiv s_j = \frac{e^{u_j}}{1 + e^{u_j}}. \quad (11)$$

Veja que essa equação (11) é a parcela do bem  $s_{j,t}$ . A parcela do bem externo ao bem  $s_{j,t}$  é a subtração  $1 - s_{j,t}$  dada por:

$$o_{j,t} = 1 - s_j = 1 - \frac{e^{u_j}}{1 + e^{u_j}} = \frac{1}{1 + e^{u_j}}. \quad (12)$$

A partir da equação (12), o bem externo pode ser demonstrado tanto como  $1 - s_j$ , como  $1/(1 + e^{u_j})$  ou  $1/\sum_{k=0}^J e^{u_k}$ . No artigo, optou-se pela primeira forma, pela simplicidade e por ser mais usual na literatura:

$$d(q_{j,t}, o_{j,t}) = \frac{s_j}{1 - s_j} = e^{u_j} \quad \text{ou} \quad \ln\left(\frac{s_{j,t}}{o_{j,t}}\right) = \ln(s_{j,t}) - \ln(o_{j,t}) = u_j. \quad (13)$$

Agora sim, na equação (13) temos a linearização do modelo Logit utilizando o mesmo procedimento de Berry (1994, equação 14). A partir de então apresenta-se as equações da tese.

### Sobre a elasticidade, da adaptação do modelo de Berry (1994), ser igual à do Logit, desconsiderando os Ninhos

Relembre que a equação (13) acima indica o seguinte:

$$d_{j,t} \equiv \frac{s_j}{(1 - s_j)}, \quad (14)$$

onde  $s_j = e^{u_j}/(1 + e^{u_j})$ ;  $(1 - s_j) = 1/(1 + e^{u_j})$ ; e a utilidade é  $u_{j,t} = \beta p_{j,t} + x'_{j,t} \alpha + \xi_j$ .

Veja que o bem externo foi normalizado para zero. Aplicando adaptação proposta ao longo do artigo, do modelo de Berry (1994), chega-se à equação (5) que será

$$L_{j,t} = \ln(s_{j,t}) - \ln(s_{o,t}) = \beta p_{j,t} + x'_{j,t} \alpha + \sum_{j=1}^3 \sigma_j \ln(\bar{s}_{(j/g),t}) + \xi_{j,t}.$$

Lembrem-se que  $\bar{s}_{(j/g),t}$  vem do termo  $\bar{s}_{g,t}(\delta, \sigma) = D_g^{1-\sigma} / \sum_{\kappa} D_{\kappa}^{1-\sigma}$ . Assim, deriva-se  $d_{j,t}$  em relação ao preço, considerando  $L_{j,t}$ :

$$\frac{\partial d_{j,t}}{\partial p_{j,t}} = \frac{[\beta e^{u_j} (1 + e^{u_j}) - \beta e^{2u_j}] (1 - s_j)}{(1 + e^{u_j})^2 (1 - s_j)^2} + \frac{[\sigma_{j|g,t} \beta e^{u_j} (1 + e^{u_{\kappa}})] (1 - s_j)}{(1 + e^{u_{\kappa}})^2 (1 - s_j)^2}. \tag{15}$$

O Segundo termo da equação (15) não apresenta  $-\beta e^{2u_j}$  porque estamos considerando a solução de canto entre as taxonomias. Isso pelo fato de o Logit Multinomial necessariamente requerer que as taxonomias sejam mutualmente exclusivas. Desta forma, multiplicando essa derivada por  $p_{j,t}/d_{j,t}$ ,

$$\frac{\partial d_{j,t}}{\partial p_{j,t}} \frac{p_{j,t}}{d_{j,t}} = \left\{ \frac{[\beta e^{u_j} (1 + e^{u_j}) - \beta e^{2u_j}] (1 - s_j)}{(1 + e^{u_j})^2 (1 - s_j)^2} + \frac{[\sigma_{j|g,t} \beta e^{u_j} (1 + e^{u_{\kappa}})] (1 - s_j)}{(1 + e^{u_{\kappa}})^2 (1 - s_j)^2} \right\} \frac{p_{j,t} (1 - s_{j,t})}{s_{j,t}}. \tag{16}$$

A equação (16) nos traz a elasticidade preço da demanda. Agora, cabe-nos demonstrar que esta é igual à do Logit e não igual à elasticidade do Logit Aninhado. Assim, resolvendo a equação (16) e considerando as empresas de tecnologia como *benchmark* e as taxonomias, cooperativas de crédito, banco público e banco privado, temos:

$$\frac{\partial d_{j,t}}{\partial p_{j,t}} \frac{p_{j,t}}{d_{j,t}} = e_t = \beta_t (1 - s_{j,t}) + \beta_t \sum_{j/g=1}^3 \sigma_{j|g,t} \frac{(1 + e^{u_j})}{(1 + e^{u_{\kappa}})}, \tag{17}$$

onde  $p_{j,t} = 1$  porque estamos em escala logarítmica.

Na equação (17), o termo  $\beta_t \sum_{j/g=1}^3 \sigma_{j|g,t} [(1 + e^{u_j})/(1 + e^{u_{\kappa}})]$  é igual a zero para as três taxonomias. Relembre que no Logit Multinomial busca avaliar a utilidade dos bens. Isto é, uma cesta de características que devem ser mutualmente exclusivas. Assim, o termo  $(1 + e^{u_j})/(1 + e^{u_{\kappa}})$  representa o caso de um evento em que se espera encontrar uma característica da taxonomia  $j$  em uma urna onde só estão as taxonomias  $\kappa$  (taxonomias complementares à  $j$ ). A probabilidade deste evento ocorrer vai resultar em um conjunto vazio  $\{ \}$ . Assim, a referida probabilidade é de 0% e a elasticidade preço da demanda do modelo adaptado é a mesma do Logit e diferente daquela do Logit Aninhado.

$$\frac{\partial d_{j,t}}{\partial p_{j,t}} \frac{p_{j,t}}{d_{j,t}} = e_t = \beta_t (1 - s_{j,t}). \tag{18}$$

## Tabelas complementares ao texto do artigo

Tabela 9. Elasticidade Preço da Demanda

Trimestre	Média	Significância	Std. Err	Trimestre	Média	Significância	Std. Err
mar/08	-2,34	***	0,103	mar/14	-2,53	***	0,11
jun/08	-2,41	***	0,097	jun/14	-2,76	***	0,15
set/08	-2,51	***	0,123	set/14	-2,58	***	0,12
dez/08	-2,51	***	0,107	dez/14	-2,77	***	0,15
mar/09	-2,62	***	0,079	mar/15	-2,62	***	0,15
jun/09	-2,68	***	0,171	jun/15	-2,85	***	0,37
set/09	-2,66	***	0,121	set/15	-2,90	***	0,12
dez/09	-2,87	***	0,082	dez/15	-2,93	***	0,64
mar/10	-2,88	***	0,061	mar/16	-2,70	***	0,15
jun/10	-2,80	***	0,105	jun/16	-2,78	***	0,90
set/10	-2,62	***	0,096	set/16	-2,64	***	0,30
dez/10	-2,60	***	0,041	dez/16	-2,69	***	0,14
mar/11	-2,58	***	0,106	mar/17	-2,60	***	0,11
jun/11	-2,46	***	0,115	jun/17	-2,41	***	0,15
set/11	-2,51	***	0,100	set/17	-2,25	***	0,23
dez/11	-2,45	***	0,089	dez/17	-2,41	***	0,15
mar/12	-2,53	***	0,100	mar/18	-2,25	***	0,21
jun/12	-2,47	***	0,093	jun/18	-2,11	***	0,17
set/12	-2,46	***	0,087	set/18	-2,04	***	0,21
dez/12	-2,54	***	0,108	dez/18	-2,05	***	0,36
mar/13	-2,73	***	0,111	mar/19	-1,88	***	0,15
jun/13	-2,64	***	0,099	jun/19	-2,02	***	0,21
set/13	-2,67	***	0,102	set/19	-1,90	***	0,19
dez/13	-2,76	***	0,165	dez/19	-2,17	***	0,12

\*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

Tabela 10. Taxa de Canibalização dos Bancos Privados

Trimestre	Média	Significância	Std. Err	Trimestre	Média	Significância	Std. Err
mar/08	1,33	***	0,11	mar/14	3,83	***	0,09
jun/08	4,18	***	0,10	jun/14	4,23	***	0,14
set/08	1,49	***	0,10	set/14	3,94	***	0,11
dez/08	4,25	***	0,09	dez/14	4,22	***	0,07
mar/09	0,57	**	0,27	mar/15	3,99	***	0,17
jun/09	4,25	***	0,09	jun/15	4,28	***	0,20
set/09	1,12	***	0,09	set/15	4,04	***	0,08
dez/09	4,28	***	0,07	dez/15	4,28	***	0,40
mar/10	1,39	***	0,03	mar/16	4,16	***	0,12
jun/10	4,30	***	0,10	jun/16	4,26	***	0,59
set/10	1,84	***	0,07	set/16	2,62	***	0,25
dez/10	4,37	***	0,04	dez/16	4,17	***	0,07
mar/11	1,62	***	0,07	mar/17	4,10	***	0,08
jun/11	4,19	***	0,07	jun/17	4,04	***	0,22
set/11	1,32	***	0,07	set/17	3,84	***	0,14
dez/11	4,13	***	0,07	dez/17	3,92	***	0,08
mar/12	3,41	***	0,08	mar/18	3,85	***	0,20
jun/12	4,16	***	0,04	jun/18	3,83	***	0,12
set/12	3,27	***	0,05	set/18	3,74	***	0,10
dez/12	4,07	***	0,11	dez/18	3,75	***	0,21
mar/13	0,85	***	0,08	mar/19	3,54	***	0,13
jun/13	4,17	***	0,08	jun/19	3,76	***	0,10
set/13	3,91	***	0,08	set/19	3,69	***	0,16
dez/13	4,34	***	0,13	dez/19	3,99	***	0,15

\*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

**Tabela 11.** Taxa de Canibalização das Cooperativas de Crédito

Trimestre	Média	Significância	Std. Err	Trimestre	Média	Significância	Std. Err
mar/08	1,61	***	0,03	mar/14	1,66	***	0,03
jun/08	1,54	***	0,03	jun/14	1,68	***	0,05
set/08	1,61	***	0,04	set/14	1,66	***	0,04
dez/08	1,65	***	0,04	dez/14	1,67	***	0,04
mar/09	1,69	***	0,04	mar/15	1,65	***	0,04
jun/09	1,67	***	0,06	jun/15	1,71	***	0,10
set/09	1,66	***	0,04	set/15	1,72	***	0,04
dez/09	1,68	***	0,03	dez/15	1,73	***	0,31
mar/10	1,73	***	0,03	mar/16	1,73	***	0,04
jun/10	1,69	***	0,04	jun/16	1,68	***	0,30
set/10	1,64	***	0,03	set/16	1,64	***	0,10
dez/10	1,62	***	0,03	dez/16	1,66	***	0,05
mar/11	1,64	***	0,03	mar/17	1,65	***	0,05
jun/11	1,56	***	0,04	jun/17	1,60	***	0,04
set/11	1,58	***	0,04	set/17	1,53	***	0,06
dez/11	1,58	***	0,03	dez/17	1,55	***	0,05
mar/12	1,60	***	0,04	mar/18	1,60	***	0,06
jun/12	1,56	***	0,02	jun/18	1,50	***	0,05
set/12	1,57	***	0,03	set/18	1,41	***	0,06
dez/12	1,58	***	0,04	dez/18	1,45	***	0,11
mar/13	1,69	***	0,03	mar/19	1,43	***	0,05
jun/13	1,61	***	0,03	jun/19	1,45	***	0,07
set/13	1,65	***	0,03	set/19	1,44	***	0,07
dez/13	1,66	***	0,04	dez/19	1,47	***	0,03

\*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

**Tabela 12.** Taxa de Canibalização dos Bancos Públicos

Trimestre	Média	Significância	Std. Err	Trimestre	Média	Significância	Std. Err
mar/08	-1,87		1,75	mar/14	3,94		19,38
jun/08	-2,30		8,53	jun/14	3,81		11,08
set/08	-2,02		4,00	set/14	3,93		60,68
dez/08	-2,75		16,47	dez/14	3,83		19,04
mar/09	-2,66		10,12	mar/15	4,33		44,69
jun/09	-3,78		106,09	jun/15	4,12		311,23
set/09	-4,29		50,97	set/15	4,93		17,66
dez/09	-16,48		20,59	dez/15	4,75		5911,44
mar/10	-9,25		5,27	mar/16	5,50		32,18
jun/10	-14,03	***	2,95	jun/16	5,73		5698,72
set/10	-9,69	***	0,86	set/16	8,90		306,88
dez/10	-15,05	**	6,52	dez/16	58,92	***	14,46
mar/11	-6,14		46,70	mar/17	-18,62		16,03
jun/11	-12,45		12,49	jun/17	41,04	***	1,39
set/11	-7,49		21,01	set/17	49,88		211,87
dez/11	7,43		6,51	dez/17	28,28	***	1,32
mar/12	-8,20		5,14	mar/18	39,95		140,61
jun/12	6,68	**	2,63	jun/18	14,01		33,25
set/12	-5,06		6,13	set/18	14,32		117,54
dez/12	5,66		4,08	dez/18	9,31		323,72
mar/13	-4,32		2,61	mar/19	-21,24		20,38
jun/13	4,21		3,47	jun/19	11,80		80,50
set/13	4,16		3,07	set/19	-17,07		40,75
dez/13	3,77		25,53	dez/19	17,54	***	4,98

\*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

**Tabela 13.** Taxa de Canibalização das Empresas de Tecnologia (*Fintechs*)

Trimestre	Média	Significância	Std. Err	Trimestre	Média	Significância	Std. Err
mar/08	0,30	***	0,01	mar/14	0,06	***	0,02
jun/08	0,26	***	0,01	jun/14	0,00		0,02
set/08	0,30	***	0,01	set/14	0,00		0,02
dez/08	0,25	***	0,01	dez/14	0,00		0,03
mar/09	0,29	***	0,02	mar/15	0,00		0,02
jun/09	0,24	***	0,01	jun/15	0,00		0,03
set/09	0,25	***	0,02	set/15	0,00		0,02
dez/09	0,22	***	0,01	dez/15	0,00		0,14
mar/10	0,20	***	0,01	mar/16	-0,05	**	0,02
jun/10	0,14	***	0,01	jun/16	0,00		0,13
set/10	0,16	***	0,01	set/16	0,00		0,05
dez/10	0,12	***	0,01	dez/16	-0,13	***	0,03
mar/11	0,14	***	0,01	mar/17	-0,08	***	0,03
jun/11	0,10	***	0,01	jun/17	-0,15	***	0,03
set/11	0,11	***	0,01	set/17	0,00		0,04
dez/11	0,08	***	0,01	dez/17	-0,11	***	0,04
mar/12	0,12	***	0,02	mar/18	-0,07	**	0,04
jun/12	0,06	***	0,01	jun/18	-0,11	***	0,04
set/12	0,12	***	0,02	set/18	0,00		0,04
dez/12	0,07	***	0,02	dez/18	0,00		0,05
mar/13	0,05	***	0,02	mar/19	0,00		0,03
jun/13	0,00		0,01	jun/19	0,00		0,04
set/13	0,05	***	0,01	set/19	0,00		0,04
dez/13	0,00		0,02	dez/19	0,00		0,03

\*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,1$ .

**Tabela 14.** Testes de Ramsey

Trimestre	F(1,45547)	Prob > F	Trimestre	F(1,45547)	Prob > F
mar/08	2,79	0,09	mar/14	0,58	0,44
jun/08	0,38	0,54	jun/14	0,05	0,82
set/08	0,02	0,87	set/14	0,51	0,47
dez/08	0,43	0,51	dez/14	0,07	0,79
mar/09	0,04	0,85	mar/15	1,18	0,28
jun/09	0,10	0,76	jun/15	0,41	0,52
set/09	0,08	0,78	set/15	0,12	0,73
dez/09	0,11	0,74	dez/15	0,27	0,61
mar/10	0,49	0,48	mar/16	0,38	0,54
jun/10	0,15	0,69	jun/16	0,84	0,36
set/10	0,10	0,76	set/16	3,35	0,07
dez/10	0,07	0,79	dez/16	0,33	0,56
mar/11	0,51	0,48	mar/17	0,49	0,49
jun/11	0,01	0,93	jun/17	0,22	0,64
set/11	0,06	0,80	set/17	0,85	0,36
dez/11	0,06	0,81	dez/17	0,00	0,98
mar/12	0,65	0,42	mar/18	2,72	0,10
jun/12	0,10	0,75	jun/18	0,38	0,54
set/12	1,08	0,30	set/18	0,58	0,45
dez/12	0,04	0,84	dez/18	0,02	0,88
mar/13	0,00	0,98	mar/19	3,90	0,05
jun/13	0,25	0,62	jun/19	0,52	0,47
set/13	0,41	0,52	set/19	2,92	0,09
dez/13	0,98	0,32	dez/19	0,00	0,96

**Tabela 15.** Testes de Co-integração

<b>Teste de Co-Integração - Receita vs Despesas com TVM</b>						
	Ranking	Parâmetros	LL	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico
Receita dos bancos privados vs	0	6	-24,70	-	25,93	15,41
Despesa dos bancos públicos	1	9	-12,33	0,42	1,17*	3,76
Receita dos bancos privados vs	0	6	-61,23	-	17,24	15,41
Despesa das coop. de crédito	1	9	-54,91	0,24	4,59	3,76
Receita das coop. de crédito vs	0	6	-57,38	-	8,62*	15,41
despesas dos bancos privados	1	9	-53,66	0,15	1,17	3,76
<b>Teste de Co-Integração - Modelos Estimados</b>						
	0	12	117,33	-	76,22	29,68
Modelo 1 - Bancos Públicos	1	17	141,93	0,67	27,01	15,41
	2	20	149,85	0,30	11,17	3,76
	0	12	32,03	-	73,57	29,68
Modelo 1 - Bancos Privados	1	17	52,80	0,60	32,04	15,41
	2	20	63,22	0,37	11,21	3,76
	0	12	36,91	-	92,62	29,68
Modelo 1 - Coop, de Crédito	1	17	59,37	0,63	47,71	15,41
	2	20	75,67	0,52	15,11	3,76
	0	12	104,31	-	85,73	29,68
Modelo 2 - Bancos Públicos	1	17	134,62	0,75	25,10	15,41
	2	20	143,06	0,32	8,22	3,76
	0	12	28,39	-	64,98	29,68
Modelo 2 - Bancos Privados	1	17	48,08	0,58	25,61	15,41
	2	20	55,46	0,28	10,84	3,76
	0	12	43,05	-	92,41	29,68
Modelo 2 - Coop, de Crédito	1	17	69,07	0,69	40,38	15,41
	2	20	82,88	0,46	12,75	3,76

Notas: Período 2008 q1 a 2019 q4. Duas Defasagens em todos os modelos.

**Tabela 16.** Seleção das defasagens

	Defasagens	LL	LR	G. Liberdade	P-Valor	AIC	HQIC	SBIC
Bancos Públicos	0	-819,51				41,03	41,04	41,07
	1	-725,55	187,91	1	0,00	36,38	36,41	36,46
	2	-725,54	0,02	1	0,892	36,43	36,47	36,55
	3	-722,80	5,49	1	0,019	36,34	36,40	36,51
	4	-720,09	5,42	1	0,02	36,25	36,33	36,47
	5	-712,58	15,02*	1	0,00	35,93*	36,02*	36,18*
	6	-712,39	0,38	1	0,537	35,97	36,08	36,26
	7	-711,69	1,39	1	0,239	35,98	36,11	36,32
Bancos Privados	8	-711,58	0,24	1	0,627	36,03	36,17	36,41
	0	-799,23				40,01	40,03	40,05
	1	-738,63	121,21	1,00	0,00	37,03	37,06	37,12*
	2	-737,64	1,97	1,00	0,16	37,03	37,08	37,16
	3	-737,64	0,00	1,00	0,98	37,08	37,14	37,25
	4	-734,70	5,88	1,00	0,02	36,99	37,06	37,20
	5	-734,31	0,79	1,00	0,37	37,02	37,11	37,27
	6	-734,06	0,49	1,00	0,48	37,05	37,16	37,35
Cooperativas de Crédito	7	-732,20	3,72	1,00	0,05	37,01	37,13	37,35
	8	-728,04	8,32*	1,00	0,00	36,85*	36,99*	37,23
	0	-727,10				36,41	36,42	36,45
	1	-609,48	235,24	1,00	0,00	30,57	30,60	30,66
	2	-607,03	4,89	1,00	0,03	30,50	30,55	30,63
	3	-605,09	3,88	1,00	0,05	30,45	30,52	30,62
	4	-598,70	12,80	1,00	0,00	30,18	30,26	30,40
	5	-582,31	32,76	1,00	0,00	29,42	29,51	29,67
	6	-574,70	15,23	1,00	0,00	29,08	29,19	29,38
	7	-568,44	12,51	1,00	0,00	28,82	28,94	29,16
	8	-566,18	4,53*	1,00	0,03	28,76*	28,90*	29,14*

Notas: Oito defasagens representa o ciclo de 24 meses. \*\* Menor critério significativo.

**Tabela 17.** Matrizes de Impactos Contemporâneos e sua decomposição de Cholesky – Bancos Públicos

Modelos	Matriz de Impacto Contemporâneo - RLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 1	$\begin{array}{c ccc} \frac{Eq}{Var} & I & R & E \\ \hline Eq, I & 0,02 *** & 0,03 & -0,08 *** \\ Eq, R & 0 & 0,12 *** & -0,06 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,10 *** \end{array}$	$\begin{array}{c ccc} Eq/Var & I & R & E \\ \hline Eq, I & 0,02 & -0,00 & 0,01 \\ Eq, R & 0 & 0,12 & 0,01 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,10 \end{array}$
	Contemporary Impact Matrix - DBTVM	Cholesky Decomposition
Modelo 2	$\begin{array}{c ccc} \frac{Eq}{Var} & I & D & E \\ \hline Eq, I & 0,02 *** & -0,05 *** & -0,06 ** \\ Eq, D & 0 & 0,19 *** & -0,26 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,11 *** \end{array}$	$\begin{array}{c ccc} Eq/Var & I & D & E \\ \hline Eq, I & 0,02 & 0,01 & 0,01 \\ Eq, D & 0 & 0,19 & 0,03 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,11 \end{array}$

Notas: O VAR estrutural foi estimado considerando seis defasagens. O critério de escolha das defasagens considera o tempo médio dos empréstimos dos bancos públicos de 15 meses, considerando o critério de AIC. *I* refere-se à provisão de crédito duvidoso como variável de inadimplência; *R* refere-se à RLTVM; *E* refere-se à elasticidade do mercado. \*\*\**p* < 0,01; \*\**p* < 0,05; \**p* < 0,1.

**Tabela 18.** Matrizes de Impactos Contemporâneos e sua decomposição de Cholesky – Bancos Privados

Modelos	Matriz de Impacto Contemporâneo - RLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 1	$\begin{array}{c ccc} \frac{Eq}{Var} & I & R & E \\ \hline Eq, I & 0,07 *** & -0,03 & -0,30 ** \\ Eq, R & 0 & 0,19 *** & -0,18 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,08 *** \end{array}$	$\begin{array}{c ccc} Eq/Var & I & R & E \\ \hline Eq, I & 0,07 & -0,01 & 0,02 \\ Eq, R & 0 & 0,19 & 0,14 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,08 \end{array}$
	Matriz de Impacto Contemporâneo - DLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 2	$\begin{array}{c ccc} \frac{Eq}{Var} & I & D & E \\ \hline Eq, I & 0,07 *** & 0,13 ** & -0,34 ** \\ Eq, D & 0 & 0,16 *** & -0,85 *** \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,09 *** \end{array}$	$\begin{array}{c ccc} Eq/Var & I & D & E \\ \hline Eq, I & 0,07 & -0,02 & 0,02 \\ Eq, D & 0 & 0,16 & 0,07 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,09 \end{array}$

Notas: O VAR estrutural foi estimado considerando seis defasagens. O critério de escolha das defasagens considera o tempo médio dos empréstimos dos bancos públicos de 24 meses, considerando o critério de AIC. *I* refere-se à provisão de crédito duvidoso como variável de inadimplência; *R* refere-se à RLTVM; *E* refere-se à elasticidade do mercado. \*\*\**p* < 0,01; \*\**p* < 0,05; \**p* < 0,1.

Tabela 19

Modelos	Matriz de Impacto Contemporâneo - RLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 1	$\begin{matrix} \frac{Eq}{Var} & I & R & E \\ Eq, I & 0,01 *** & -0,02 ** & -0,01 \\ Eq, R & 0 & 0,33 *** & -0,50 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,09 *** \end{matrix}$	$\begin{matrix} Eq/Var & I & R & E \\ Eq, I & 0,01 & 0,01 & -0,00 \\ Eq, R & 0 & 0,33 & -0,04 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,09 \end{matrix}$
	Matriz de Impacto Contemporâneo - DLTVM	Decomposição de Cholesky
Modelo 2	$\begin{matrix} \frac{Eq}{Var} & I & D & E \\ Eq, I & 0,01 *** & 0,02 *** & -0,01 \\ Eq, D & 0 & 0,29 *** & -0,92 * \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,09 *** \end{matrix}$	$\begin{matrix} Eq/Var & I & D & E \\ Eq, I & 0,01 & -0,01 & -0,00 \\ Eq, D & 0 & 0,29 & 0,09 \\ Eq, E & 0 & 0 & 0,09 \end{matrix}$

Notas: O VAR estrutural foi estimado considerando seis defasagens. O critério de escolha das defasagens considera o tempo médio dos empréstimos dos bancos públicos de 24 meses, considerando o critério de AIC. *I* refere-se à provisão de crédito duvidoso como variável de inadimplência; *R* refere-se à RLTVM; *E* refere-se à elasticidade do mercado. \*\*\**p* < 0,01; \*\**p* < 0,05; \**p* < 0,1.

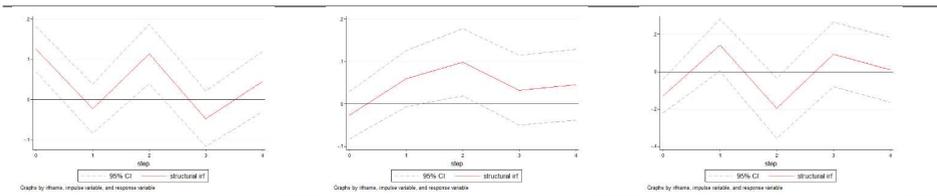


Figura 9. Análise de impulso resposta da inadimplência sobre as despesas