

Margens Bancárias: Evidências a partir das Operações Indiretas do BNDES

Kamaiaji Castor
Eduardo Pontual Ribeiro
Instituto de Economia/ UFRJ
Rio de Janeiro, Brasil

Resumo

Este artigo apresenta evidências sobre a influência dos juros básicos e dos custos de *funding* para o comportamento dos spreads bancários, explorando parte significativa do financiamento de investimento (bens de capital) no Brasil, a partir de micro dados. Usando informações das operações realizadas por intermediários financeiros (principalmente bancos) em duas das principais linhas de financiamento do BNDES (Finame e Automático), entre 2002 e 2017, considerou-se um modelo dinâmico em painel para estimar a reação das margens bancárias a choques no custo de *funding* e na taxa referencial da economia. Os resultados sugerem que choques recessivos (taxas de juros referenciais maiores) estão associados a margens mais baixas, mesmo com as taxas do BNDES (custo de *funding*) mantendo-se constantes. Neste caso, um aumento na taxa referencial se reflete em um deslocamento para esquerda da demanda por crédito BNDES, o que explicaria o comportamento observado das margens. Analogamente, para choques expansivos (taxas de juros referenciais menores), as margens bancárias sobem, sugerindo um mecanismo pró-cíclico. Além disto, uma queda ou aumento na taxa cobrada pelo BNDES é seguida de uma variação na mesma direção da margem do intermediário financeiro. Este resultado é condizente com a previsão de um modelo bancário simples em competição oligopolística, cujas margens dependem apenas da elasticidade de demanda.

Palavras Chave: Spreads; competição bancária; ciclos.

Abstract

In this article, we measure the influence of basic interest and funding costs on the behavior of bank spreads by exploring a significant micro data set from funding investment (capital goods) in Brazil. For the period between 2002 and 2017, we used information from operations carried out by financial intermediaries (mainly banks) in two of BNDES 'main financing lines: Finame and Automático. A dynamic panel model was used to estimate the reaction of bank margins to shocks in the funding cost and in the basic interest rate. The results suggest that recessive shocks in the economy (higher basic interest rates) are associated with lower margins, even with BNDES (funding cost) rates remaining unchanged. In this case, an increase in the basic rate is reflected in a shift to the left in the demand for BNDES credit, which would explain the observed behavior of the margins. Similarly, for expansive shocks (lower basic interest rates), bank margins rise, suggesting a pro cyclical mechanism. In addition, a decrease or increase in the rate charged by BNDES is followed by a variation in the same direction in the financial intermediaries' margin. This result is consistent with the prediction of a simple banking model in oligopolistic competition, whose margins depend only on the demand elasticity.

Keywords: Price Cost Margins; banking competition; cycle.

JEL: D22, C23, E32.

1 Introdução

Um tema recorrente no debate público se dá sobre o comportamento das taxas de juros dos bancos no mercado brasileiro. Por um lado, existe uma sensação dos demandantes de crédito de que uma estrutura de mercado concentrada levaria a uma insensibilidade dos juros finais a mudanças na política monetária, por exemplo. Por outro, o sistema bancário precisaria lidar com questões típicas do setor, como assimetria de informação. Assim, uma inadimplência elevada estaria, na realidade, por trás do observado.

Formalmente, a relação entre price-cost margin (PCM) de bancos e variações em taxas de juros definidas por autoridades monetárias é um dos elementos fundamentais por trás do caráter cíclico da atividade econômica. É o que diz a literatura macro, em parte, originária das análises de mark-ups em mercados de bens (em competição imperfeita) e de suas mudanças a partir de alterações na demanda agregada (ROTEMBERG e SALONER, 1986; ROTEMBERG e WOODFORD, 1992). Ainda nesta linha, a natureza da atividade de intermediação financeira poderia amplificar flutuações na economia através de um “mecanismo acelerador” exatamente porque mark-ups neste setor seriam anticíclicos (BERNANKE e GERTLER, 1989). Sendo assim, um choque recessivo na economia (via, por exemplo, uma variação positiva na taxa de juros referencial) seria exacerbado por um aumento nos mark-ups financeiros desestimulando ainda mais a demanda por crédito.

Em paralelo, há a literatura de organização industrial em bancos, sobretudo na formação de preços nestes mercados. Neste caso, o comportamento dos mark-ups poderia ser previsto ao se identificar o padrão de concorrência que ali vigora. Uma parte dos estudos se concentra em indicadores diretos sobre a competição no mercado de produtos bancários, dentre os quais, o de crédito. Entre eles, por exemplo, a estatística H de Panzar e Rosse (1987), utilizado em alguns estudos sobre o tema (CARDOSO et al., 2015; NAKANE e ROCHA, 2010 para o Brasil). Sendo basicamente a soma de elasticidades da receita em relação ao preço dos insumos, a competição estaria caracterizada por um equilíbrio de cartel ($H=0$), ou de competição perfeita ($H=1$) ou competição monopolística ($0 < H < 1$). Outra linha considera especificamente as relações obtidas, em modelos de competição imperfeita, entre o PCM e as elasticidades de demanda. Na prática, o objetivo se torna então obter de maneira consistente estas medidas (DICK, 2002 e 2007). A partir delas, se possibilitaria inferir os efeitos anti-competitivos de eventuais mudanças no mercado, por exemplo, de fusões e aquisições. Além disto, uma parte da literatura empírica ainda tratou de avaliar os efeitos de concentração de mercado sobre margens: para europa, Corvoisier e Gropp (2002); para o México, Maudos e Solis (2005); para EUA, Aliaga-Díaz e Olivero (2010) e, para Turquia, Turgutlu (2010).

Dadas estas abordagens, análises sobre o comportamento de PCM na indústria bancária tem amplas motivações. No caso da análise macro, os efeitos de política monetária são uma função da formação de preço nesta indústria e, em micro, a defesa da concorrência, por exemplo, depende em grande parte de indicadores mais precisos sobre o comportamento das firmas nestes mercados.

O caso brasileiro é ilustrativo deste ponto. Por um lado, existem evidências de um mercado bancário concentrado, seja ele de depósito à vista, à prazo ou de operações de crédito (RIBEIRO e CASTOR, 2017). Além disto, a literatura empírica aponta para um padrão de concorrência com diferenciação de produto (CARDOSO et al., 2015; NAKANE, 2010; DIVINO e SILVA, 2013). Em termos de contestabilidade, há baixas taxas de entrada e novos entrantes não se tornam players significativos no mercado. A rivalidade, por sua vez, também parece ser baixa em alguns segmentos de crédito (RIBEIRO e CASTOR, 2017).

Por outro lado, existem muitas dúvidas sobre o comportamento das margens bancárias. Primeiro, porque a natureza desta atividade apresenta uma série de dificuldades práticas em sua mensuração; segundo, porque os dados de taxas de juros cobradas pelas instituições passaram a ser disponibilizado pelo Banco Central apenas recentemente e, mesmo assim, começam apenas em 2009 (portanto, após a onda de fusões entre bancos grandes, como Itaú e Unibanco, Santander e Real) e sobre certos produtos. Por fim, há uma série de fricções institucionais (por exemplo, a falta de um cadastro positivo) e de mercado (participação estatal elevada em todos os mercados bancários) no segmento de crédito do país.

Especificamente, em relação ao último ponto, há presença do BNDES. Responsável por quase 20% do financiamento de investimento no país (FERRAZ et al., 2013), o banco atua de uma maneira indireta em cerca de metade (em valor) de suas operações. A partir deste esquema, o banco concede recursos para intermediários financeiros (bancos, de fato), que, por sua vez, competem por clientes interessados em obter crédito para financiamento de máquinas e equipamentos e/ou expansão de planta. Portanto, tem-se o seguinte: uma parte significativa da atividade bancária (empréstimo para financiamento de bens de capital) tem um funding direto do Estado a uma taxa que era definida historicamente abaixo da referencial (pelo menos até 2018, como se verá). Aqui, é importante destacar que ambas as taxas eram definidas exogenamente pela autoridade monetária.

Ao conceder um empréstimo, o banco cobra, além do custo do BNDES, a sua própria taxa. Esta taxa é a sua margem. Note que, neste modelo, o banco é tomador de preço junto ao BNDES (para uma dada demanda, um certo volume de recursos é repassado ao intermediário a um dado custo). No lado do crédito, há evidências de que o mercado das linhas do BNDES é menos concentrado e possui uma maior rivalidade do que os demais (RIBEIRO, 2017). Nestes termos, as taxas dos bancos reagem mais a mudanças dos seus competidores e existe uma maior preocupação sobre a perda de clientes (taxas de desvio maiores) do que ocorre tradicionalmente nos demais mercados bancários.

Em todo caso, a atuação do BNDES neste sentido e a disponibilidade de dados sobre valor, custo final e margens por operação e por banco desde 2002 até novembro de 2017 fornece uma oportunidade de avaliar o comportamento das margens bancárias em relação ao custo de funding no principal mercado de crédito para bens de capital e projetos de investimento do país.

Este trabalho procura mostrar que as taxas cobradas pelos bancos apresentam um comportamento bastante robusto, de acordo com modelos dinâmicos em painel (ARELLANO e BOND, 1991; ARELLANO e BOVER, 1995). Uma queda ou aumento na taxa cobrada pelo BNDES é seguida de uma variação na mesma direção da margem do banco. Por outro lado, choques recessivos na economia (taxas de juros referenciais maiores) estão associados a margens mais baixas, mesmo com as taxas do BNDES (custo de funding) mantendo-se constantes. Analogamente, para choques expansivos (taxas de juros referencias menores), as margens bancárias sobem, sugerindo um mecanismo pró-cíclico.

Estes resultados serão apresentados da seguinte forma. Em primeiro lugar, desenvolve-se o modelo por trás do ajuste da atividade bancária a choques nas taxas referencias e nos custos de funding e que apresenta as proposições a serem testadas. Em seguida, mostra-se a metodologia adequada para os testes. Os dados são descritos e os resultados discutidos nas seções seguintes. Ao fim, uma conclusão.

2 Modelo

Aqui se considera uma versão adaptada de Freixas e Rochet (2008). O mercado é formado por N bancos. Cada banco é uma instituição cuja função é intermediar, isto é, captar recursos (D) e conceder empréstimos (L). Para tanto, o intermediário financeiro i se depara com uma função custos operacionais da forma:

$$C(D_i, L_i) = \gamma_d D_i + \gamma_l L_i \quad (1)$$

A função lucro em sua forma geral é dada por:

$$\pi_i = r_l^i L_i + r M_i - r_d^i D_i - C(D_i, L_i) \quad (2)$$

Em que L_i é o total de recursos emprestados a uma taxa r_l^i . M_i é posição líquida do banco no mercado interbancário, remunerada a uma taxa exógena (Banco Central define) r . D_i é total de recursos captados pelo banco a uma remuneração r_d^i .

Esta posição líquida do banco pode ser reescrita como: $M_i = (1 - \alpha) D_i - L_i$ em que α é a parcela de recursos captada, mas que o Banco Central recolhe compulsoriamente de sua carteira. Reescrevendo

a função lucro em termos das margens sobre empréstimos ($r_l^i - r$) e de captação ($r(1 - \alpha) - r_d^i$):

$$\pi_i = (r_l^i - r)L_i + (r(1 - \alpha) - r_d^i)D_i - C(D_i, L_i) \quad (3)$$

Em um mercado imperfeito, tem-se o seguinte. A demanda por empréstimos é uma função da quantidade do próprio banco L_i e da soma dos demais $r_l(L_i + \sum_{j \neq i} L_j)$. A remuneração que cada banco deve oferecer (r_d) para captar recursos é uma função do volume total de recursos disponíveis no mercado: $r_d(D_i + \sum_{j \neq i} D_j)$.

A função lucro é:

$$\pi_i = [r_l(L_i + \sum_{j \neq i} L_j) - r]L_i + [r - r_d(D_i + \sum_{j \neq i} D_j)]D_i - C(D_i, L_i) \quad (4)$$

No caso mais simples de competição do tipo Cournot, os bancos escolhem (D_i, L_i) que maximiza a expressão acima, considerando a melhor resposta de cada um dos concorrentes (D_{-i}^*, L_{-i}^*) . Considerando apenas para o banco i , as condições necessárias são:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial L_i} = r_l'(L_i^* + \sum_{j \neq i} L_j^*)L_i^* + r_l(L_i^* + \sum_{j \neq i} L_j^*) - r - \gamma_l = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial D_i} = r_d'(D_i^* + \sum_{j \neq i} D_j^*)D_i^* - r_d(D_i^* + \sum_{j \neq i} D_j^*) + r(1 - \alpha) - \gamma_d = 0 \quad (6)$$

Uma solução (que, neste caso, é única) pode ser obtida por um equilíbrio simétrico, isto é, as firmas dividem o mercado igualmente: $L_i^* = \frac{L^*}{n}$ em que $L^* = L_i^* + \sum_{j \neq i} L_j^*$; $D_i^* = \frac{D^*}{n}$ em que $D^* = D_i^* + \sum_{j \neq i} D_j^*$. A participação em ambos os mercados é dada por: $s_i^* = \frac{1}{n}$.

É útil escrever [5] e [6] em termos do market share e da elasticidade de mercado, dada por $\epsilon_l = -\frac{\partial L_i^*}{\partial r_l} \frac{r_l}{L_i^*}$.

$$\frac{r_l^* - (r + \gamma_l)}{r_l^*} = \frac{s_i^l}{\epsilon_l(r_l^*)} \quad (7)$$

$$\frac{r(1 - \alpha) - (r_d^* + \gamma_d)}{r_d^*} = \frac{s_i^d}{\epsilon_d(r_d^*)} \quad (8)$$

Aqui o interesse reside na sensibilidade de r_l^* a r . Neste caso, temos:

$$\frac{\partial r_l^*}{\partial r} = \frac{1}{1 - \frac{1}{N\epsilon_l}} \quad (9)$$

Conforme destacam Freixas e Rochet (2008), a medida que N cresce, r_l^* se torna mais sensível a mudanças em r . Dada a elasticidade, no caso extremo de concorrência perfeita ($N \rightarrow \infty$), os bancos repassam apenas o aumento em r . No outro extremo de equilíbrio de cartel ou monopólio ($N=1$), o repasse é maior do que apenas a variação no custo.

$$N \rightarrow \infty \implies \frac{\partial r_l^*}{\partial r} = 1 \quad (10)$$

$$N \rightarrow 1 \implies \frac{\partial r_l^*}{\partial r} \in (1, +\infty) \quad (11)$$

Note que a introdução de uma organização externa¹, que concede fundos a uma taxa distinta de r aos bancos, apenas dividiria o mercado de empréstimos em dois: L_i e L'_i . A taxa de captação no segundo mercado é dada por \bar{r} , definida pela organização. É importante destacar que esta divisão ocorre por definição já que os bancos não podem utilizar recursos obtidos junto a organização para o outro mercado. Além disto, estes recursos só são liberados quando a demanda existe (o banco não pode antecipar).

Neste caso a função lucro se tornaria:

$$\pi_i = [r_l(L_i + \sum_{j \neq i} L_j) - r]L_i + [r - r_d(D_i + \sum_{j \neq i} D_j)]D_i + [r'_l(L'_i + \sum_{j \neq i} L'_j) - \bar{r}]L'_i - C(D_i, L_i, L'_i) \quad (12)$$

No mercado de empréstimos financiados por esta organização os bancos teriam seguinte condição:

$$\frac{r_{l'}^* - (\bar{r} + \gamma_{l'})}{r_{l'}^*} = \frac{1}{N\epsilon_d(r_{l'}^*)} \quad (13)$$

VanHoose (1985) e Hannan (1991) também obtiveram o mesmo resultado considerando que os bancos ofertam crédito em dois mercados. Conforme destacam: "The loan rate in market 1, therefore, is more likely to be higher than the loan rate charged in market 2 if the loan demand elasticity is lower and the marginal resource cost of lending is higher in market 1 than in loan market 2"(p. 36, VanHoose, 2017).

Assim, em síntese, dado que o mercado está corretamente descrito por (7), (8) e (13), $|\epsilon_l| < \infty$, o repasse de um choque na taxa (\bar{r}) da organização externa é tão mais próximo de 1 quanto mais próximo da competição perfeita for o padrão de concorrência ou mais elástica a demanda de mercado. É o que está descrito em [10] e [11]. Este ponto fica mais claro a partir [7], dado $\epsilon_{l'} < 0$:

$$\frac{\partial^2 r_{l'}^*}{\partial r \partial N} = \frac{-\epsilon_{l'}}{(N\epsilon_{l'} - 1)^2} < 0 \quad (14)$$

Assim, à medida que N aumenta, menor é a variação da taxa cobrada pelo banco ($r_{l'}^*$) a um dado choque no seu custo de funding (\bar{r}).

Além disto, dado que o mercado está corretamente descrito por (7), (8) e (13), $\epsilon_{l'} < \infty$, um choque positivo em \bar{r} não altera a margem ($r_{l'}^* - \bar{r}$) em competição perfeita. Fora deste padrão de concorrência, ela aumenta. Isto pode ser visto a partir de [10] e [11] que implicam:

$$N \rightarrow \infty \implies \frac{\Delta r_l^*}{\Delta \bar{r}} = 1 \quad (15)$$

$$N \rightarrow 1 \implies \frac{\Delta r_l^*}{\Delta \bar{r}} = \frac{\epsilon_{l'}}{\epsilon_{l'} - 1} > 1 \quad (16)$$

Este resultado indica que a margem bancária aumenta para um choque positivo no custo de funding e este aumento é tão maior quanto mais distante da competição perfeita estiver o mercado.

Uma questão relevante para os bancos é a possibilidade de interdependência das decisões de ativo e passivo. Conforme Van Hoose (2017), este ponto seria melhor considerado dividindo o ativo bancário em empréstimos e títulos e o passivo, em recursos de depósito (D) e não-depósito (N)². Isto altera a função lucro do banco da seguinte forma:

$$\pi_i = (r_l^i - r)L_i + (r_l - \bar{r})L'_i + (r(1 - \alpha) - r_d^i)D_i + r_s S^i - r_N N_i - C(D_i, L_i, S_i, N_i) \quad (17)$$

¹ Tal como BNDES. Utiliza-se o termo organização externa para deixar claro ser uma instituição fora do mercado bancário, isto é, que não disputa clientes com nenhuma instituição bancária.

² CDB

r_s é a remuneração sobre títulos públicos, exógena ao banco. r_N é uma função (análoga a D) de $N_i + \sum_{j \neq i} N_j$. L_i seu volume de empréstimos no mercado de crédito sem BNDES e r seu custo de captação dada pela SELIC; L'_i o volume de linhas indiretas do BNDES e \bar{r} seu custo de captação dado pela TJLP.

O objetivo do banco é escolher $(L_i, L'_i, D_i, S_i, N_i)$ de modo a maximizar seu lucro. No mercado de títulos públicos, ele não tem qualquer poder de mercado. Nos demais, se depara com uma curva de demanda negativamente inclinada.

Das condições de primeira ordem, de maneira análoga ao apresentado anteriormente, obtém-se:

$$\begin{aligned} r_L^* &= \left[\frac{\epsilon_L}{(\epsilon_L - 1)} \right] (r + CMG_L) \\ r_{L'}^* &= \left[\frac{\epsilon_{L'}}{(\epsilon_{L'} - 1)} \right] (\bar{r} + CMG_{L'}) \\ r_D^* &= \left[\frac{\epsilon_D}{(\epsilon_D - 1)} \right] (r(1 - \alpha) + CMG_D) \\ r_N^* &= \left[\frac{\epsilon_N}{(\epsilon_N - 1)} \right] (r + CMG_N) \\ r_s &= CMG_S \end{aligned} \quad (18)$$

Neste modelo, portanto, a taxa referencial da economia (r) não determina o nível de equilíbrio da taxa cobrada pelos intermediários financeiros do BNDES, esta determinada por \bar{r} , a elasticidade do mercado e o custo marginal correspondente. Reescrevendo a condição de primeira ordem no mercado L' (linhas BNDES) em termos de margens ($r_{L'} - \bar{r}$), temos:

$$\begin{aligned} r_{L'}^* - \bar{r} &= \beta_1 \bar{r} + \beta_2 CMG_{L'} \\ \beta_1 &= \left[\frac{1}{1 - \epsilon_{L'}} \right] \\ \beta_2 &= \left[\frac{\epsilon_{L'}}{\epsilon_{L'} - 1} \right] \end{aligned} \quad (19)$$

O termo $\beta_2 CMG_{L'}$ é constante porque aqui se consideram os custos marginais constantes ao longo do tempo, uma hipótese razoável considerando a pouca elasticidade dos custos operacionais bancários³.

Por fim, os desvios da taxa cobrada ($r_{L'}$) em relação à taxa de equilíbrio dada anteriormente podem ser escritos como:

$$r_{L',t} - r_{L',t}^* = \epsilon_t \quad (20)$$

Estes desvios são influenciados essencialmente pela própria política monetária. Por que? Por exemplo, considere um choque recessivo na economia (aumento da taxa referencial r). Neste caso, dada uma expectativa inflacionária, a taxa de juros real sobe. Se a demanda por investimento agregado é uma função decrescente da taxa de juros real⁴ então **toda** demanda de crédito na economia se reduzirá (BLANCHARD, 1986), inclusive a demanda de crédito BNDES, mesmo que sua taxa não tenha se alterado. Outras questões relativas a expectativas empresariais também podem desempenhar papel relevante aqui: se um aumento da taxa referencial sinaliza aos agentes deteriorização da atividade econômica, sua perspectiva para recebimentos futuros, dado um investimento, também piora, reduzindo a rentabilidade esperada do mesmo. No mercado de crédito BNDES, este movimento se reflete a partir de um descolamento para esquerda da demanda. Isto é, dada uma taxa $r_{L'}$, a demanda por crédito via BNDES se reduzirá. Neste caso, a taxa de juros cobrada pelo intermediário cai e, para um dado custo de captação (\bar{r}), sua margem também cairá.

³ A evidência anedótica parece sugerir que custos de pessoal, de monitoramento, cobrança etc não variam de maneira significativa ao longo do tempo. Esta é uma hipótese também necessária na estimação porque o custo marginal não é diretamente observável, conforme se verá na próxima seção

⁴ Esta é uma hipótese discutível. Em termos de séries temporais, a relação é fraca entre as duas variáveis para o caso brasileiro, ver REIS et al. (2015)

O objetivo deste trabalho é estimar β_1 e, assim, testar a hipótese sobre a relação entre a taxa referencial da economia e as margens dos intermediários financeiros, isto é, se é significativa e negativa, conforme o modelo apresentado.

2.1 Estratégia Empírica

Considera-se o seguinte modelo empírico, baseado em Almarzoqi e Naceur (2015), Maudos e Solis (2009) e Turgutlu (2010) e uma decorrência de [19] e [20]. A margem do banco i é escrita em função das seguintes variáveis:

$$\begin{aligned} r_{i,t}^* - \bar{r}_t &= \beta(r_{i,t-1}^* - \bar{r}_{t-1}) + \beta_1 r_t + \beta_2 r_{t-1} + \gamma_1 \bar{r}_t + \gamma_2 \bar{r}_{t-1} + \\ &\quad + X_t' \theta + \phi BK_t + \delta_i + \epsilon_{i,t} \\ E[\epsilon_{i,t}] &= 0 \quad \forall i, t \end{aligned} \quad (21)$$

A matriz $X_{i,t} = [HHi_t \quad Q_t]$ em que HHi_t é o HHi do mercado em t e Q_t é um indicador de sazonalidade. A variável de estrutura de mercado é relevante de acordo com as equações [7], [8] e [13]. Assim, optamos por uma medida estrutural de concentração, que é o HHi.⁵ Quanto maior o HHi, mais concentrado tende a ser o mercado. Trata-se de uma medida estrutural e exógena na equação anterior. A relação com a margem bancária não é algo convergente na literatura. No modelo da seção anterior, a margem é função inversa de N . Por outro lado, o HHi não é uma função monotônica de N , portanto, o sinal é ambíguo. BK_t é um indicador de produção de bens de capital⁶. Aqui, a ideia é controlar para eventuais choques intra-setor. Este indicador é endógeno em (21) porque é razoável considerar, por exemplo, que as empresas trabalhem com metas ótimas de estoques. Neste caso, produção e vendas (e, portanto, financiamento) têm dinâmicas similares. As dummies controlam apenas movimentos sazonais que por ventura existam nas séries das margens bancárias.

$r_{i,t}^*$ é a taxa final cobrada, em t , pelo intermediário i ao tomador de crédito da linha financiada pela organização externa. \bar{r}_t é o custo de se tomar recursos da organização externa. r_t é a taxa de juros referencial da economia. Pela forma de atuação do BNDES, \bar{r}_t é exógena em relação ao banco. Já r_t é exógena pois o BCB não olha o desempenho de crédito idiossincrático de cada banco. Portanto, \bar{r}_t e r_t são exógenas pois definidas por uma autoridade monetária que não olha para as unidades bancárias individualmente. Logo vale:

$$E[\epsilon_{i,t} | \bar{r}_t, r_t] = 0 \quad \forall i, t \quad (22)$$

A diferença $r_{i,t}^* - \bar{r}_t$ é a margem do banco i em t . Especificamente é uma média ponderada das margens cobradas em todas as operações feitas em t . Considere que, em t , o banco realizou n operações de empréstimo a partir de uma determinada linha da organização externa (digamos, a linha FINAME).

$$r_{i,t}^* - \bar{r}_t = \sum_{j=1}^n \frac{Valor_{j,t} Margem_{j,t}}{ValorTotal_t} \quad (23)$$

Neste modelo, β reflete a importância da margem passada para a do presente. Se β é próxima a unidade significa que uma dada margem do passado persiste no presente: por exemplo, se banco possui elevada margem (e, possivelmente, poder de mercado) ela tende a persistir. Isto seria compatível com padrões de baixa competição porque margens elevadas só podem se sustentar em um ambiente com pouca competição. Em todo caso, a presença da variável dependente defasada no lado direito introduz dinâmica ao modelo.

Os coeficientes β_1 e β_2 representam a resposta da margem bancária a um choque em t e $t-1$, respectivamente, na taxa referencial. Valores negativos indicam que a um choque recessivo (aumento em r) geral na economia, controlado pela estrutura de mercado, pela variável de ciclo representada

⁵ $HHi = \sum_i^N s_i^2$ em que s_i é a participação de mercado do banco i e N , o total de bancos. $HHi \in [\frac{1}{N}, 1]$. Quanto mais concentrado o mercado, menos dispersa as participações e, portanto, mais próximo de 1 estará o índice.

⁶ Série 21863: Indicadores da produção (2012=100) - Bens de capital. Disponível no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central.

pela produção de BK e o custo direto de funding (TJLP), sucede-se uma diminuição das margens. Isto seria compatível com o modelo apresentado anteriormente.

Do ponto de vista da organização externa, γ_1 e γ_2 refletem a sensibilidade das margens a mudanças nas taxas cobradas aos bancos em t e $t-1$, respectivamente. Especificamente, dado o modelo linear, o pass-through de custos a preços é dado por $\gamma_1 + 1$ no curto prazo e, no longo prazo, $\frac{\gamma_1 + \gamma_2}{1 - \beta_1 - \beta_2}$. Como está se falando em equilíbrio de mercado, o objetivo é testar se $\frac{\gamma_1 + \gamma_2}{1 - \beta_1 - \beta_2} > 0$, isto é, se o repasse dos intermediários é maior do que um dado choque no seu custo de funding.

Ainda, $\phi < 0$ indicaria margens contra-cíclicas para o nível de atividade do setor. Por fim, indicadores de efeitos invariantes no tempo e idiossincráticos aos intermediários são representados por δ_i . Isto é particularmente importante para controlar certas características do banco, por exemplo, privado e estatal. Mais do que isto, efeito fixo pode acomodar margens heterogêneas entre bancos. O interesse é estimar a sensibilidade das margens bancárias à variações da taxa cobrada pela organização externa e a choques de política monetária na taxa referencial.

Portanto, o objetivo na prática é obter estimativas consistentes de β_1 , β_2 e γ' s.

2.1.1 Metodologia

Seja $y_{i,t} = r_{i,t} - r_t^*$. A equação em [21] pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} y_{i,t} = & \beta y_{i,t-1} + \beta_1 r_t + \beta_2 r_{t-1} + \gamma_1 \bar{r}_t + \gamma_2 \bar{r}_{t-1} + \\ & + X_t' \theta + \phi BK_t + \delta_i + \epsilon_{i,t} \\ E[\epsilon_{i,t}] = & 0 \quad \forall i, t \end{aligned} \quad (24)$$

Estimar [24] por OLS geraria estimadores inconsistentes pois a presença do termo autoregressivo e do efeito fixo introduz endogeneidade. Especificamente, dado que $y_{i,t}$ depende de δ_i , ocorre o mesmo com $y_{i,t-1}$. Sendo assim, considerando $v_{i,t} = \delta_i + \epsilon_{i,t}$, $y_{i,t-1}$ é positivamente correlacionado com $v_{i,t}$ (*dynamic panel bias*).

Uma estratégia utilizada para tentar contornar este problema seria o de estimar [24] com Efeito Fixo. Neste caso, transformaríamos [24] em:

$$\begin{aligned} y_{i,t} - \bar{y}_i = & \beta(y_{i,t-1} - \bar{y}_i) + \beta_1(r_t - \bar{r}) + \beta_2(r_{t-1} - \bar{r}) + \gamma_1(\bar{r}_t - \bar{\bar{r}}) + \gamma_2(\bar{r}_{t-1} - \bar{\bar{r}}) + \\ & + (X_{i,t}' - \bar{X}_t)\theta + \phi(BK_t - \bar{BK}) + (\epsilon_{i,t} - \bar{\epsilon}_i) \end{aligned} \quad (25)$$

Neste caso, apenas uma parte do problema seria resolvido na medida em que $\bar{\epsilon}_i$, por construção, é função de $\epsilon_{i,t-1}$, que por sua vez contém $y_{i,t-1}$. Assim, o problema da endogeneidade persistiria. Ao contrário do caso OLS anterior, agora o viés em β é negativo por conta de uma correlação negativa entre $y_{i,t-1}$ e $(\epsilon_{i,t} - \bar{\epsilon}_i)$. Tanto OLS quanto FE OLS, embora problemáticos, são informativos em termos de limites superior e inferior para estimativas de β (BOND, 2002).

Como forma de resolver diretamente este problema, considera-se, por exemplo, Diff-GMM (ARELLANO e BOND, 1991). Aqui, simultaneamente os problemas de efeito fixo e de endogeneidade introduzida pelo termo auto-regressivo são resolvidos diferenciando a equação em [24], de modo que:

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} = & \beta \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \Delta r_{t-1} + \gamma_1 \Delta \bar{r}_t + \gamma_2 \Delta \bar{r}_{t-1} + \\ & + \Delta X_{i,t}' \theta + \phi \Delta BK_{i,t} + \delta_i + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (26)$$

Embora $\Delta y_{i,t-1}$ seja correlacionado com $\Delta \epsilon_{i,t}$, a ideia é considerar um conjunto de instrumentos disponível. Note que para $t = 3$, $y_{i,t-1}$ é correlacionado com $\Delta y_{i,t-1}$ por construção mas não com $(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1})$. Assim, $y_{i,t-1}$ é um instrumento forte e válido para $\Delta y_{i,t-1}$. Analogamente, para $t = 5, 6, 7, \dots T$:

$$E[y_{i,t-s} \Delta \epsilon_{i,t}] = 0 \quad \forall i, t = 2, 3, \dots T \quad e \quad 2 \leq s \leq T - 1 \quad (27)$$

O número de elementos do conjunto de instrumentos é dado por $r = \frac{1}{2}(T-1)(T-2)$. Em comum, r é maior que o número de regressores (como no caso aqui). Assim, é necessário considerar a escolha ótima do estimador GMM para modelos sobre-identificados.

Para estimador *one step*, considerando um modelo da forma:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \gamma y_{i,t-1} + \beta' x_{i,t} + \epsilon_{i,t} \\ E[y_{i,t}] &= 0 \\ Var(\epsilon_{i,t}) &= \sigma^2 \end{aligned} \quad (28)$$

De modo que:

$$(\gamma \quad \hat{\beta}) = [(\Delta y_{-1} \Delta X)' W V_n^{-1} W' (\Delta y_{-1} \Delta X)]^{-1} [(\Delta y_{-1} \Delta X)' W V_n^{-1} W' \Delta y] \quad (29)$$

Onde X seriam todas as variáveis do lado direito em [24] a exceção do termo autoregressivo. W é a matriz do instrumentos (as exógenas e y 's defasados) e V , a matriz de var-cov, definida de acordo com a hipótese de homocedasticidade.

No caso *two step*, V é definido da seguinte forma:

$$V^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (W_i' \Delta \hat{u}_i \Delta \hat{u}_i' W_i)^{-1} \quad (30)$$

Em que Δu_i são os resíduos obtidos no primeiro estágio. Aqui, não se impõe nenhuma restrição sobre a variância de $\epsilon_{i,t}$, como no caso *one step*. Duas hipóteses são fundamentais: a validade do conjunto de instrumentos utilizados e ausência de autocorrelação. Em relação ao segundo ponto, é importante notar que $Cov(\Delta \epsilon_{i,t}, \Delta \epsilon_{i,t-1}) = Cov(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}, \epsilon_{i,t-1} - \epsilon_{i,t-2}) = -Cov(\epsilon_{i,t-1}, \epsilon_{i,t-1}) = -Var(\epsilon_{i,t-1})$. Portanto, existe auto-correlação de primeira ordem nos resíduos de Diff-GMM. O teste relevante é o de segunda ordem $AR(2)$. Em relação à validade dos instrumentos, considera-se o teste J-Hansen, cuja hipótese nula é de validade das restrições de sobre-identificação (CAMERON e TRIVEDI, p.185, 2009).

Por fim, Arellano e Bover (1995) e Blundel e Bond(1998) sugerem o estimador Sys-GMM para contornar o problema de viés em pequenas amostras se a variável dependente (margem do banco) apresenta elevado grau de persistência. Neste caso, o estimador se vale além da hipótese de ortogonalidade:

$$E[\Delta y_{i,t-1}(\delta_i + \epsilon_{i,t})] = 0 \forall t = 3, \dots, T \quad (31)$$

Neste trabalho, são reportados os resultados para GMM-Diff e GMM-Sys, considerando 1 e 2 estágios.

3 Dados

O BNDES funciona como uma organização externa, nos termos do modelo anterior, responsável por financiar investimento em bens de capital através de intermediários financeiros e também atuar diretamente com aportes maiores para empresas e obras de infraestrutura. Em termos da composição de sua carteira, a divisão entre operações diretas e indiretas é em torno de 50% para cada modalidade⁷.

As informações sobre operações indiretas do BNDES são disponibilizadas em sua Central de Downloads e contém dados sobre o valor, os juros, as margens e o custo final ao tomador em cada contrato realizado entre o intermediário financeiro e o cliente. A partir delas, foram calculadas as Margens, conforme dado por [23]; as participações de mercado de cada instituição em cada período; o HHi do mercado em cada t .

⁷ <https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/transparencia/estatisticas-desempenho>

Foram consideradas apenas operações cujo custo financeiro era indexado à TJLP (operações cujas margens eram fixadas diretamente pelo BNDES, como ocorreu na maior parte da Linha Finame entre 2009 e 2015 não entram na amostra, assim como aquelas balizadas diretamente pela SELIC), aqui a taxa \bar{r}_t da organização externa. Os dados são mensais desde janeiro de 2002 até novembro de 2017. Dentro das operações indiretas, existem 4 linhas de financiamento: BNDES Automático, BNDES Finame, BNDES Finame Agrícola e BNDES Finame Leasing. Do total de operações realizadas, as duas primeiras têm uma participação significativamente maior do que as demais e, por isto, são as que serão analisadas aqui. Respectivamente, correspondem a 84% e 15% de todas as operações indexadas a TJLP realizadas no período.

A diferença entre as linhas está no objeto de financiamento. No caso do BNDES Automático: “O BNDES Automático é o produto do BNDES voltado ao financiamento a projetos de investimento, cujos valores financiáveis não ultrapassam R\$ 20 milhões. As operações de financiamento do BNDES Automático são realizadas na forma indireta, ou seja, por intermédio de instituições financeiras credenciadas. Podem ser financiados investimentos para implantação, ampliação, recuperação e modernização de ativos fixos, bem como projetos de pesquisa, desenvolvimento e inovação, nos setores de indústria, infraestrutura, comércio, serviços, agropecuária, produção florestal, pesca e aquicultura”⁸. E para BNDES Finame: “Financiamento, por intermédio de instituições financeiras credenciadas, para produção e aquisição de máquinas, equipamentos e bens de informática e automação que sejam novos, de fabricação nacional e credenciados pelo BNDES”⁹.

Informações sobre a taxa referencial (Série do COPOM) e o índice de produção de bens de capital (Série 21863: Indicadores da produção (2012=100) - Bens de capital. Disponível no Sistema Gerenciador de Séries Temporais) foram obtidas no Banco Central.

4 Resultados

A Figura 1 apresenta algumas estatísticas descritivas para as variáveis consideradas. Nota-se que a soma das médias das margens e da TJLP, sendo uma aproximação do preço final médio cobrado do tomador, é de 12.54%, bem próximo de 14.44%, média da taxa referencial. Isto significa que, em média, o custo final ao tomador de empréstimo das linhas Finame e Automático é bem próximo, em nível, da taxa referencial da economia. Pela Figura 2, também fica claro que a TJLP varia menos do que a taxa referencial. Entre 2010m1 e 2015m1 inclusive teve pequenas variações, permanecendo independente de movimentos na Selic. Por fim, cabe notar que a partir de 2018, a TJLP deu lugar a TLP completamente vinculada a Selic, como mostra o ponto final das séries. A correlação entre as margens dos intermediários e a TJLP e o copom são positivas, como sugere o coeficiente angular positivo, nas Figuras 3 e 4, para uma regressão (já controlando por efeito fixo) apenas entre as duas variáveis, em cada caso. Entretanto, para o *copom*, este resultado não é robusto, como se verá abaixo.

Especificamente, a questão relevante se mudanças na taxa referencial ou na própria TJLP alteram as margens dos intermediários financeiros pode ser analisada nas Figuras 5 e 6. No caso da linha Finame, conforme Figura 5, há evidências de margens relativamente persistentes. Os coeficientes dos termos autoregressivos são positivos (a exceção do modelo GMM-Diff em 2 estágios) e significativos. Isto pode ser uma evidência de que margens conseguem se sustentar, indicando um ambiente pouco competitivo. Por outro lado, podem haver custos de ajustamento que expliquem este resultado, mas a atividade bancária, especificamente neste caso, atenua esta possibilidade (a evidência anedótica sugere que ajustar taxas de empréstimos não são comparáveis a por exemplo a custos de ajustar preços de mercadorias).

A taxa referencial, por sua vez, concentra seus efeitos sobre as margens em uma defasagem. Note que os coeficientes de *Taxa Copom* são negativos e significativos (à exceção de Pooled-OLS).

No curto prazo, os efeitos são nulos. No longo prazo, considerando os coeficientes do modelo Sys-2-GMM, $[0 + (-0.043)/(1 - 0.353 - 0.222)] = -0.10$. Isto significa que um choque positivo de 1 p.p

⁸ <https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/bndes-automatgico>

⁹ <https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/finame>

Figura 1 – Estatísticas Descritivas – BNDES Finame e BNDES Automático, 2002-2017

BNDES FINAME						
	Margem	Taxa Copom (a.a)	TJLP (a.a)	Participação de Mercado	HHi	Ativ BK
Média	4.77	14.44	7.77	0.04	0.14	4.37
Desvio Padrão	1.32	4.51	1.95	0.07	0.09	0.24
Mín	0.90	7.25	5.00	0.00	0.09	3.92
Max	12.96	26.50	12.00	0.98	0.95	4.84
N	5011	5011	5011	5011	5011	5011

Nota: Ativ BK é um índice mensal de produção de BK (série 21863, BACEN).

Participação de mercado é o share, considerando o total da linha finame em cada t, do intermediário i.

Hhi - Herfindahl-Hirschman: Soma dos quadrados dos market-shares de todos os bancos do mercado.

BNDES AUTOMATICO						
	Margem	Taxa Copom (a.a)	TJLP (a.a)	Participação de Mercado	HHi	Ativ BK
Média	5.29	13.89	7.50	0.05	0.16	4.39
Desvio Padrão	2.00	4.72	2.04	0.08	0.07	0.25
Mín	1.40	7.25	5.00	0.00	0.08	3.92
Max	19.00	26.50	12.00	0.67	0.48	4.84
N	3537	3537	3537	3537	3537	3537

Nota: Ativ BK é um índice mensal de produção de BK (série 21863, BACEN).

Participação de mercado é o share, considerando o total da linha finame em cada t, do intermediário i.

Hhi - Herfindahl-Hirschman: Soma dos quadrados dos market-shares de todos os bancos do mercado.

Figura 2 – Série TJLP e Copom a.a, 2002-2017

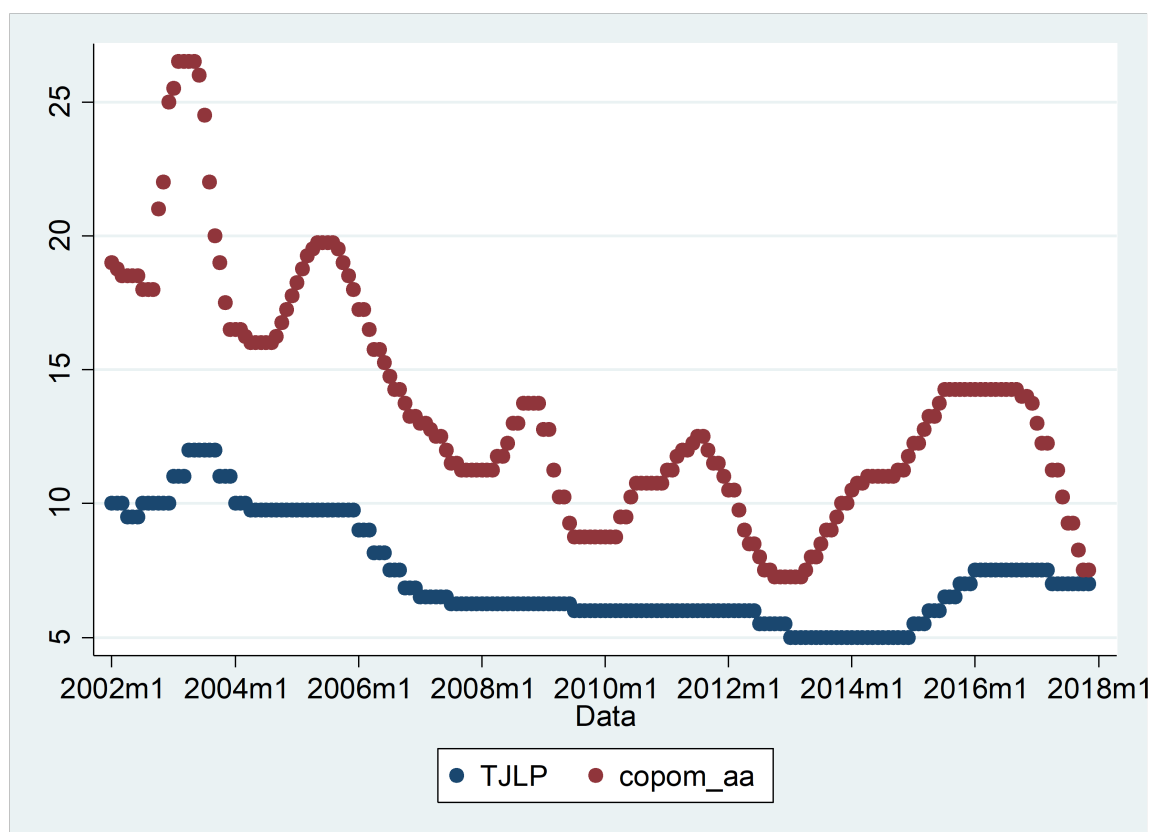
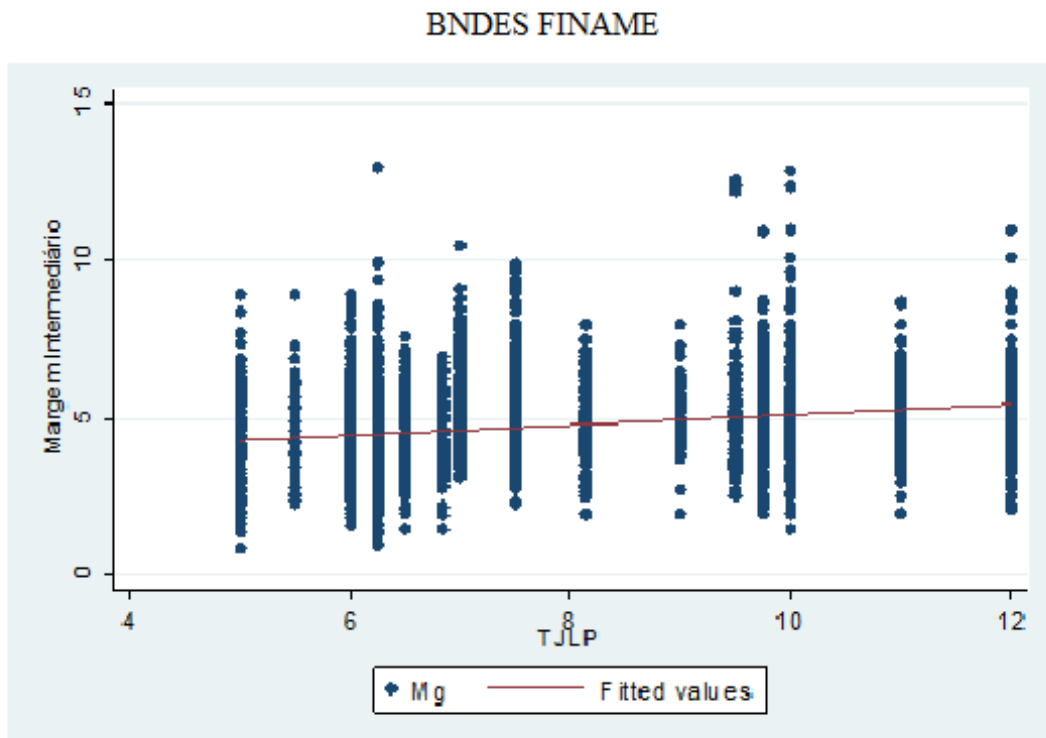
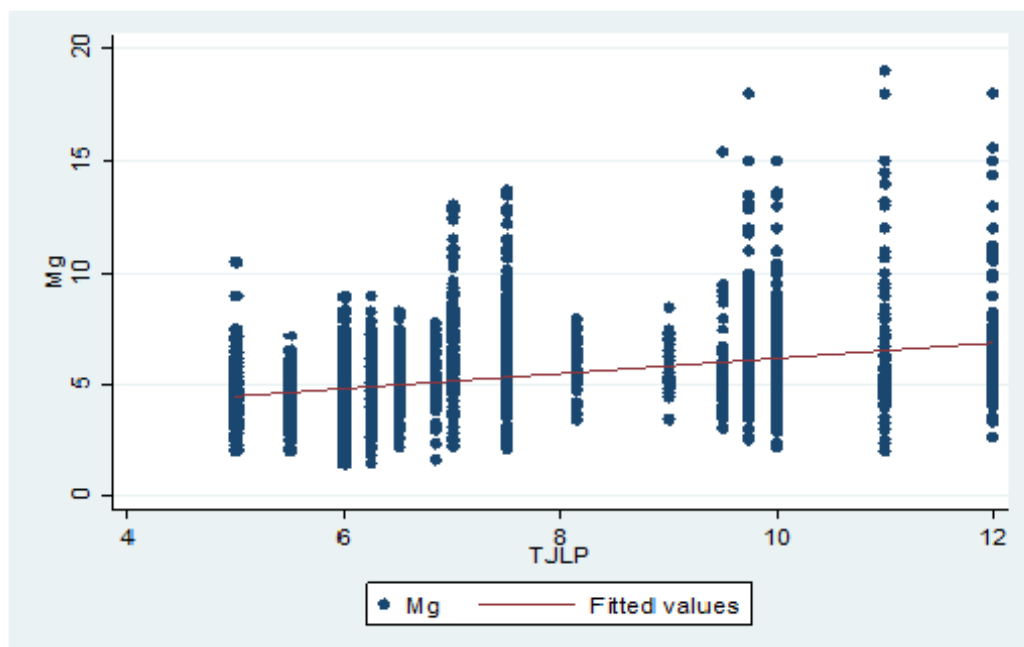


Figura 3 – OLS Efeito Fixo: Mg x TJLP

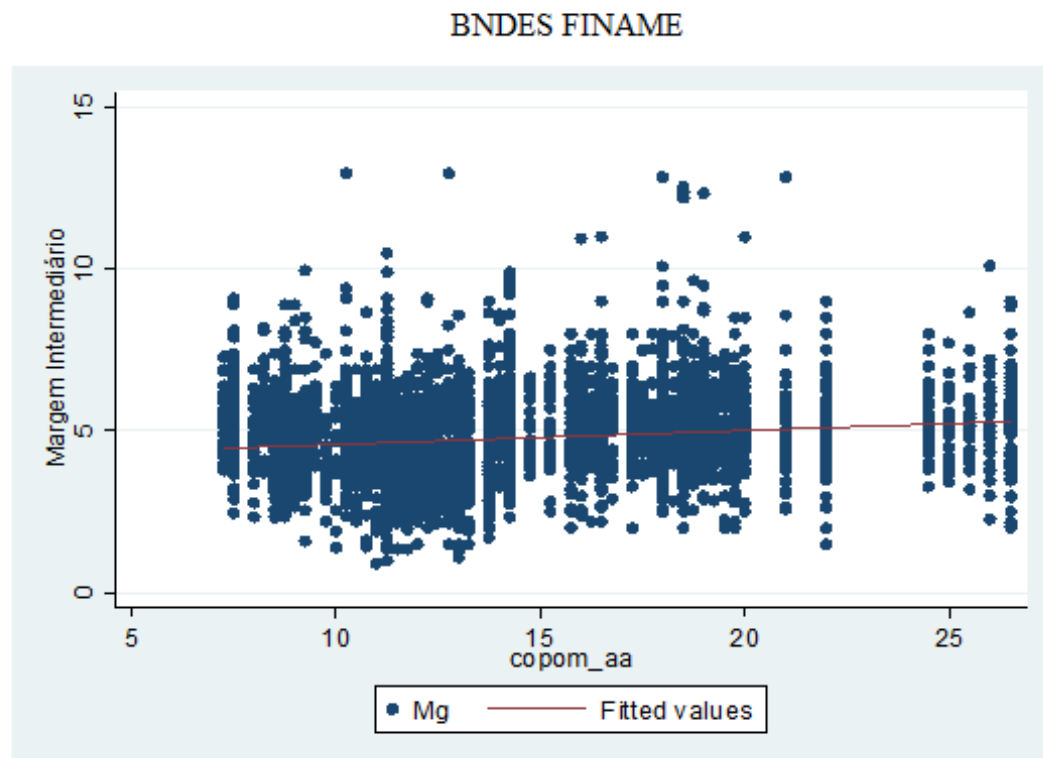


Nota: OLS com Efeito Fixo. Regressão das Margens (Mg) dos intermediários contra a TJLP.
Coef. Angular = 0.187 (sd=0.008). $R^2_{\text{overall}} = 0.0566$.

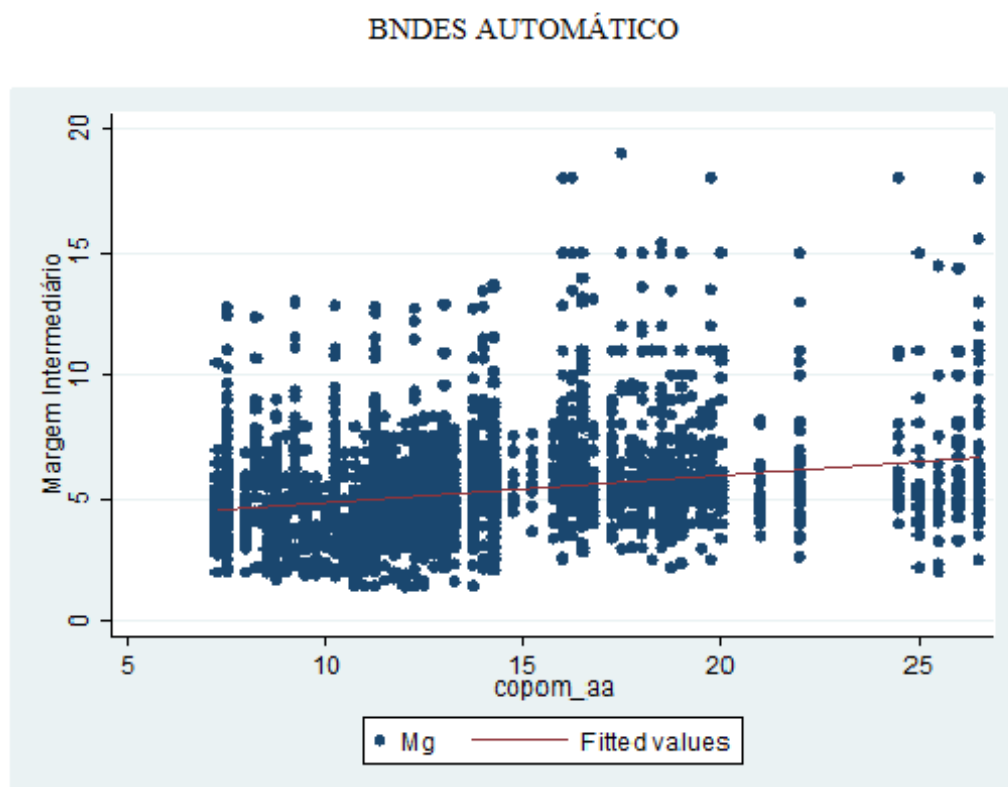


Nota: OLS com Efeito Fixo. Regressão das Margens (Mg) dos intermediários contra a TJLP.
Coef. Angular = 0.233 (sd=0.014). $R^2_{\text{overall}} = 0.1196$.

Figura 4 – OLS Efeito Fixo: Mg x Copom



Nota: OLS com Efeito Fixo. Regressão das Margens (Mg) dos intermediários contra a Taxa Copom.
Coef. Angular = .0463055 (sd = .0035883). $R^2_{\text{overall}} = 0.0212$



Nota: OLS com Efeito Fixo. Regressão das Margens (Mg) dos intermediários contra a Taxa Copom.
Coef. Angular = .064 (sd = .0061). $R^2_{\text{overall}} = 0.0685$

na taxa referencial reduz as margens, no longo prazo, em 0.10 p.p, controlando pelos fatores descritos. Assim, um choque recessivo na economia tem o efeito de reduzir as margens, sugerindo um mecanismo como o descrito no modelo da seção anterior. Note que ali o aumento da taxa referencial precisa afetar negativamente a demanda geral por crédito na economia, incluindo a demanda de crédito do BNDES, mesmo com a TJLP constante. Neste caso, a redução das margens em resposta a um choque recessivo sugere um caráter cíclico.

Se a taxa que baliza as linhas do Finame (TJLP) sofre um aumento em t , observa-se, em média, um aumento das margens cobradas nos empréstimos concedidos em t pelos intermediários. Neste caso, o custo final ao tomador é impactado mais do que simplesmente pelo aumento do “custo BNDES” (TJLP), mas também por um aumento das próprias margens. Pelo modelo GMM-Sys em 2 estágios, um aumento de 1 ponto percentual (p.p) na TJLP resulta em um aumento, no curto prazo, de $(1 + 0.112)$ p.p e no, longo prazo, $(0.112 + 0)/(1 - 0.353 - 0.222) = 0.26$ p.p na margem dos intermediários. Isto indica que o repasse ao preço final é maior do que a variação ocorrida no custo.

Em relação à variável de estrutura de mercado, o coeficiente do HHi é significativo apenas no modelo de efeito fixo. Neste caso, como esperado, um mercado mais concentrado tende a apresentar margens mais elevadas. Por fim, choques positivos na produção de bens capital se repercutem com quedas nas margens dos intermediários tanto no curto (coeficiente=-0.398) quanto no longo prazo $([-0.398 - 0.266/(1 - 0.353 - 0.222)] = -1.56235)$. Neste caso, as margens se comportam de maneira anti-cíclica considerando apenas o próprio setor afetado pelas linhas de financiamento.

Os resultados para o BNDES Automático indicam uma contribuição significativa das margens do passado para as atuais, similar ao caso Finame, conforme sugerem os coeficientes autoregressivos positivos e significativos na Figura 6. Outra similaridade diz respeito a sensibilidade em relação à produção de bens de capital. Novamente, os coeficientes negativos e significativos sugerem que choques positivos na produção deste setor estão associados a margens menores para financiamento destes bens. Uma diferença importante diz respeito ao HHi. Neste caso, um mercado mais concentrado reduz, em média, as margens dos intermediários. Este resultado está em linha com Ribeiro (2017) que observou uma rivalidade menor neste mercado em relação ao Finame.

Por fim, a significância dos coeficientes das taxas referenciais e da própria TJLP somem nesta linha de financiamento. Estas diferenças importantes refletem as características distintas dos objetos de financiamento destas linhas. No caso Finame, trata-se de uma modalidade específica para bens de capital enquanto que o automático cobre “projetos de investimento” em sentido amplo “para ampliação, recuperação e modernização de ativos fixos, bem como projetos de pesquisa, desenvolvimento e inovação”¹⁰. Assim, as diferenças observadas aqui no comportamento das margens em relação ao caso Finame provavelmente advém de demandas por crédito com características distintas. Como elementos de demanda não foram levados em conta aqui e são relevantes para mark-ups (via elasticidade), este é um ponto relevante para análises futuras.

4.1 Uma Nota Sobre o Fim da TJLP

Ao longo de 2017, o governo anunciou uma série de mudanças sobre a política operacional do BNDES, incluindo a substituição da TJLP pela TLP, a partir do início de 2018. Debates sobre o impacto fiscal, os objetivos do próprio banco e uma série de outras questões foram colocadas em discussão ao longo desta mudança¹¹. Na prática, a taxa básica do BNDES passa a ser igual ao rendimento real que o governo paga aos seus títulos e, sendo assim, a diferença entre ela e a Selic será eliminada ainda que gradualmente (ver Nota de Rodapé). Qual o impacto disto no modelo anterior? De maneira simplificada, $\bar{r} = kr$ em que k é um fator exógeno. Note que as linhas de financiamento continuam existindo, mas agora o custo será igual a taxa referencial ajustada por um fator. Uma primeira impressão pode sugerir que as margens bancárias vão se comportar de acordo com os resultados aqui obtidos para sensibilidade em relação a *Taxa Copom*. Sendo assim, a um choque recessivo na economia (elevação da taxa de juros), as margens bancárias caem, pelo menos para o caso Finame de maneira

¹⁰ <https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/bndes-automatgico>

¹¹ <https://www.nexojornal.com.br/expresso/2017/08/20/Juros-subsidiados-pelo-BNDES-dividem-economistas-qual-o-impacto-do-fim-da-TJLP>

Figura 5 – BNDES Finame: Modelos, Período 2002-2017

Variable	Pooled_OLS	FE_OLS	Diff_1_GMM	Diff_2_GMM	SYS_1_GMM	SYS_2_GMM
Variável Dependente é Margem (do Intermediário Financeiro)						
<i>Margem_{t-1}</i>	0.475*** <i>0.026</i>	0.383*** <i>0.016</i>	0.090* <i>0.053</i>	-0.436*** <i>0.074</i>	0.345*** <i>0.049</i>	0.353*** <i>0.062</i>
<i>Margem_{t-2}</i>	0.354*** <i>0.026</i>	0.269*** <i>0.016</i>	0.097* <i>0.056</i>	-0.109* <i>0.056</i>	0.235*** <i>0.039</i>	0.222*** <i>0.051</i>
<i>Taxa Copom_t</i>	0.002 <i>0.021</i>	0.007 <i>0.018</i>	0.032 <i>0.022</i>	-0.025 <i>0.03</i>	0.002 <i>0.02</i>	0.002 <i>0.021</i>
<i>Taxa Copom_{t-1}</i>	-0.027 <i>0.023</i>	-0.050** <i>0.02</i>	-0.072*** <i>0.026</i>	0.007 <i>0.027</i>	-0.043** <i>0.022</i>	-0.043* <i>0.022</i>
<i>TJLP_t</i>	0.079 <i>0.055</i>	0.109** <i>0.055</i>	0.165** <i>0.069</i>	0.041 <i>0.075</i>	0.113* <i>0.058</i>	0.112* <i>0.057</i>
<i>TJLP_{t-1}</i>	-0.033 <i>0.05</i>	-0.002 <i>0.05</i>	0.067 <i>0.05</i>	0.041 <i>0.058</i>	-0.017 <i>0.057</i>	-0.015 <i>0.057</i>
HHi	0.021 <i>0.338</i>	0.340** <i>0.17</i>	0.303 <i>0.611</i>	-0.875 <i>0.86</i>	0.436 <i>0.478</i>	0.478 <i>0.469</i>
<i>Ativ BK_t</i>	-0.246* <i>0.13</i>	-0.376*** <i>0.131</i>	-0.333** <i>0.128</i>	-0.102 <i>0.151</i>	-0.393*** <i>0.119</i>	-0.398*** <i>0.125</i>
<i>Ativ BK_{t-1}</i>	-0.102 <i>0.129</i>	-0.198 <i>0.133</i>	-0.124 <i>0.132</i>	-0.123 <i>0.243</i>	-0.260* <i>0.131</i>	-0.266* <i>0.137</i>
Estatad	0.036 <i>0.027</i>					
N	3861	3861	3582	3582	3861	3861
R ²	0.643	0.476				
Nº Instrumentos			548	548	912	911
Hansen			46.659	55.229	58.887	58.837
AR(1) p_value			0	0.127	0	0
AR(2) p_value			0.052	0.039	0.002	0.158
F-test	412.917***	285.586***	11.46***	4.1***	81.1***	57.94***

Nota: Erro Padrão em Itálico. *p<.1; **p<.05; ***p<.01.

Os estimadores 2 step (Diff_2_GMM e SYS_2_GMM) não impõem nenhuma restrição sobre a matriz de variância dos erros.

No caso, 1 step (Diff_1_GMM e SYS_1_GMM), considera-se homocedasticidade dos erros.

Hhi - Herfindahl-Hirschman: Soma dos quadrados dos market-shares de todos os bancos do mercado. Exógena no modelo

Ativ BK é um indicador de produção de bens de capital. Endógeno no modelo.

Em todos os modelos, foram usadas dummies quadrimestrais.

AR(k) é o teste para autocorrelação dos resíduos.

Hansen tem como hipótese nula a validade das restrições de sobreidentificação. Em todos os modelos GMM, ela não foi rejeitada.

Figura 6 – BNDES Automático: Modelos, Período 2002-2017

Variable	Pooled_OLS	FE_OLS	Diff_1_GMM	Diff_2_GMM	SYS_1_GMM	SYS_2_GMM
Variável Dependente é Margem (do Intermediário Financeiro)						
<i>Margem_{t-1}</i>	0.505*** <i>0.043</i>	0.433*** <i>0.02</i>	0.054 <i>0.083</i>	-0.405*** <i>0.121</i>	0.433*** <i>0.058</i>	0.391*** <i>0.062</i>
<i>Margem_{t-2}</i>	0.333*** <i>0.039</i>	0.269*** <i>0.02</i>	0.028 <i>0.062</i>	-0.087 <i>0.086</i>	0.227*** <i>0.034</i>	0.285*** <i>0.094</i>
<i>Taxa Copom_t</i>	-0.021 <i>0.049</i>	-0.051 <i>0.036</i>	-0.015 <i>0.035</i>	0.004 <i>0.102</i>	-0.041 <i>0.03</i>	-0.026 <i>0.036</i>
<i>Taxa Copom_{t-1}</i>	0.007 <i>0.052</i>	0.026 <i>0.04</i>	0.023 <i>0.048</i>	0.08 <i>0.08</i>	0.015 <i>0.035</i>	0.001 <i>0.036</i>
<i>TJLP_t</i>	-0.088 <i>0.131</i>	-0.063 <i>0.111</i>	0.004 <i>0.162</i>	-0.113 <i>0.163</i>	-0.035 <i>0.154</i>	-0.048 <i>0.186</i>
<i>TJLP_{t-1}</i>	0.127 <i>0.12</i>	0.1 <i>0.101</i>	0.162 <i>0.132</i>	0.182 <i>0.151</i>	0.142 <i>0.135</i>	0.154 <i>0.153</i>
HHi	-0.559* <i>0.332</i>	-0.857** <i>0.391</i>	-0.425 <i>0.441</i>	-0.387 <i>1.346</i>	-0.746** <i>0.313</i>	-0.64 <i>0.852</i>
<i>Ativ BK_t</i>	-0.473* <i>0.243</i>	-0.497** <i>0.244</i>	-0.185 <i>0.219</i>	0.063 <i>0.528</i>	-0.556** <i>0.233</i>	-0.561* <i>0.328</i>
<i>Ativ BK_{t-1}</i>	-0.064 <i>0.245</i>	-0.3 <i>0.258</i>	0.141 <i>0.331</i>	-0.24 <i>0.397</i>	-0.252 <i>0.288</i>	-0.216 <i>0.402</i>
Estatat	0.179*** <i>0.053</i>					
N	2393	2393	2190	2190	2393	2393
R ²	0.7	0.491				
Nº Instrumentos			571	571	948	947
Hansen			26	29.454	36.949	36.94
AR(1) p_value			0.002	0.281	0	0.004
AR(2) p_value			0.291	0.014	0.041	0.147
F-test	213.424***	187.543***	2.221**	2.514**	38.681***	39.805***

Note: Erro Padrão em Itálico. *p<.1; **p<.05; ***p<.01.

Os estimadores 2 step (Diff_2_GMM e SYS_2_GMM) não impõem nenhuma restrição sobre a matriz de variância dos erros.

No caso, 1 step (Diff_1_GMM e SYS_1_GMM), considera-se homocedasticidade dos erros.

Hhi - Herfindahl-Hirschman: Soma dos quadrados dos market-shares de todos os bancos do mercado. Exógena no modelo

Ativ BK é um indicador de produção de bens de capital. Endógeno no modelo.

Em todos os modelos, foram usadas dummies quadrimestrais.

AR(k) é o teste para autocorrelação dos resíduos.

Hansen tem como hipótese nula a validade das restrições de sobreidentificação. Em todos os modelos GMM, ela não foi rejeitada.

mais clara (que é a grande linha de financiamento do banco, como vimos). Note que, assim, não há distinção entre variações no custo de financiamento junto ao BNDES e fora dele, afinal, agora todos os créditos da economia terão seus preços simultaneamente “andando juntos”. Esta impressão pode estar viesada pelo o fato de que recentemente a tendência foi de uma queda da taxa referencial em direção ao nível da TJLP (não como resultado de uma intenção direta da autoridade monetária, afinal são fatores exógenos ao modelo anterior que ditam os rumos da política monetária). Mas conforme os dados sugerem, a volatilidade da Selic é maior do que a TJLP. Por isto, é preciso ser cuidadoso com a generalização do resultado aqui apresentado para o que se pode esperar do comportamento futuro das margens.

Especificamente, elementos da estrutura de mercado (marker-share, sua distribuição e rivalidade) podem se alterar consideravelmente se o custo de funding junto ao BNDES convergir para média histórica da Selic por exemplo. Tome o caso das médias apresentadas na Figura 1. A média da Selic (*Taxa Selic*) é quase o dobro da TJLP. Níveis elevados de taxas junto ao BNDES podem funcionar como uma barreira à entrada significativa neste mercado de crédito, assim como as barreiras que já existem no mercado de crédito sem BNDES. E lembre-se que, neste segmento, existem evidências de elevada concentração e baixa rivalidade, considerando funções de reação dos bancos a movimentos nas taxas de possíveis competidores (RIBEIRO e CASTOR, 2017). Aparentemente, o debate se concentrou em questões fiscais sobre o impacto do subsídio que era gerado pela TJLP e pouco ou nenhum espaço foi deixado para questões sobre competição bancária e a função que o BNDES desempenhava neste aspecto, conforme se observou no noticiário sobre o tema¹².

5 Conclusão

Este ensaio procurou analisar o comportamento das margens bancárias dos intermediários financeiros do BNDES em duas linhas de financiamento: Finame e Automático. A partir de um modelo dinâmico em painel (ARELLANO e BOND, 1991; ARELLANO e BOVER, 1995), identificamos que uma aumento na taxa cobrada pelo BNDES é seguida de uma variação na mesma direção da margem do banco. Este resultado é exatamente o previsto em um modelo à la Cournot em que as margens dependem apenas das elasticidades de demanda e do número de competidores. Para uma aplicação ao caso bancário, mostrou-se que, neste caso, a margem bancária é uma função crescente do custo de funding junto ao BNDES.

Além disto, resultados robustos foram obtidos para choques recessivos na economia (taxas de juros referenciais maiores) que estão associados a margens mais baixas, mesmo com as taxas do BNDES (custo de funding) mantendo-se constantes. Analogamente, para choques expansivos (taxas de juros referenciais menores), as margens bancárias sobem, sugerindo um mecanismo pró-cíclico.

Na literatura, este ensaio inova ao tomar o ambiente brasileiro como um laboratório para estudar o repasse em preços por parte da atividade bancária. Aqui, o BNDES atua como uma organização externa cujo o custo de funding para os intermediários é definida exogenamente, uniforme a todos os bancos. Em geral, os trabalhos anteriores (ALMARZOQI e NACEUR, 2015; MAUDOS e SOLIS, 2009; TURGUTLU, 2010) se concentram em choques na taxa referencial da economia, que, na prática é uma medida indireta para o custo de funding. Não por acaso, estes trabalhos se fixam em testar hipóteses do comportamento das margens a choques na política monetária e não tratam objetivamente da dimensão competitiva. Ao controlar por isto, e ao usar uma medida de custo direto (TJLP) e medidas de ciclo, procurou-se argumentar que este trabalho identifica de maneira consistente os coeficientes de resposta dos intermediários financeiros a cada uma destas variáveis (funding, política monetária, ciclo).

Por fim, estes resultados sugerem que a intermediação financeira nas linhas de financiamento do BNDES exacerba choques em sua política de juros. O repasse à taxa de juros final maior do que a

¹² <http://www.bbc.com/portuguese/brasil-41248893>

<http://www.fazenda.gov.br/centrais-de-conteudos/apresentacoes/2017/mitos-e-verdades-sobre-a-tlp.pdf>

variação nos custos de funding corrobora um padrão de concorrência distante da competição perfeita e bem próximo de um oligopólio com concorrência em quantidade (volume de empréstimos).

Bibliografia

ALIAGA-DIAZ, R. e OLIVERO, M. Is there a financial accelerator in US banking?. Evidence from the cyclicalities of banks' price-cost margins. *Economic Letters*, v. 108, No 2, p.p. 167-171, 2010.

ALMARZOQI, R. e NACEU, S.B. Determinants of Bank Interest Margins in the Caucasus and Central Asia. IMF Working Paper, WP/15/87, 2015.

ARELLANO, M. e BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, p.p. 277–297, 1991.

ARELLANO, M. e BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics*, 68, 29–51, 1995.

BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. Fourth Edition, 2008.

BERNANKE, B. e GERTLER, M. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *The American Economic Review*, v. 79, No 1, p.p. 14-31, Mar. 1989.

BLANCHARD, O., 1986. "Investment, output, and the cost of capital: a comment", *Brookings Papers on Economic Activity* 1986(1): 153-158.

BLUDELL, R. e BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, p.p 115—143, 1998.

CARDOSO, M.R., et al. (2015). Concorrência no setor bancário brasileiro: bancos individuais versus conglomerados bancários. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 46(1), 113-146.

CAMERON, A.C e TRIVEDI, P.K. *Microeconometrics Using Stata*. Stata PRESS, 2009.

CORVOISIER, S. and GROPP, R. Bank concentration and retail interest rates. *Journal of Banking and Finance* 26, pp. 2155-2189, 2002.

DICK, A. *Essays on Market Structure, Competition and Consumer Behavior*. 2002. 173f. Tese (Doutorado em Economia) - Massachusetts Institute of Technology (MIT), 2002.

DICK, A. Market Size, Service Quality, and Competition in Banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 1, Fevereiro, 2007.

DIVINO, J.A e SILVA, R.S. Uma Análise da Concorrência Bancária na Economia Brasileira. Encontro ANPEC, 2013. Acesso em: https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files/I/i8cf_ae0ede51e72199dceb6f3b25b104b5.pdf

REIS, E., CAVALCANTI, M.A., CASTRO, A.S,ROSSI,J.L,ARAÚJO,E.R. e HERNANDEZ, B.M. Model for Projections and Simulations of the Brazilian Economy. IPEA, Discussion Paper, 81, jan.2015.

FREIXAS, X. e ROCHET, J.C. *Microeconomics of Banking*. 2nd Ed. MIT Press, 2008.

- GUEVARA, J.F, MAUDOS, J. e PEREZ, F. Market Power in European Banking Sectors. *Journal of Financial Services Research*, v. 27, No 2, p.p. 109-237, 2005.
- HANNAN, T. Foundations of the structure-conduct-performance paradigm in banking. *Journal of Money, Credit, and Banking* 23: 68–84, 1991.
- HEID, B., LANGER, J., e LARCH, M. Income and Democracy: Evidence from System GMM Estimates. *Economics Letters*, v.116, 2012.
- KLEIN, M. A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit, and Banking* 3: 205–218, 1971.
- MAUDOS, J. e SOLÍS, L. The Determinants of Net Interest Income in the Mexican Banking System: An Integrated Model. *Journal of Banking and Finance*, V. 33, No 10, out. 2009.
- NAKANE, M. I.; ROCHA, B. Concentração, concorrência e rentabilidade no setor bancário brasileiro: uma visão atualizada. São Paulo: 2010. (Tendências: Consultoria Integrada).
- PANZAR, J.C e ROSSE, J.N. Testing For "Monopoly"Equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, v.35, No 4, p.p. 443-456, Jun. 1987.
- RIBEIRO, E. e CASTOR, K. (2017) Merger analysis in the banking sector in Brazil: Institutional setting and methods. CRESSE 2017.
- ROTEMBERG, J.J e SALONER, G. A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms. *The American Economic Review*, v.76, No 3, p.p. 390-407, jun. 1986.
- ROTEMBERG, J. e WOODFORD, M. Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity. *The Journal of Political Economy*, v.100, No 6, p.p. 1153-1207, Dez. 1992.
- TURGUTLU, E. Cyclical behavior of price-cost margins in the Turkish banking industry. *Economic Modelling*, v.27, No 1, p.p. 368-374, 2010.
- RIBEIRO, E. O papel do BNDES no financiamento de bens de capital no Brasil: concorrência bancária e custo de empréstimos. IPEA, Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional, 2017.
- VanHOOSE, D. *The Industrial Economics of Banking: Bank Behavior, Market Structure and Regulation*. 2 Ed. Springer, 2017.
- VanHOOSE, D. Bank market structure and monetary control. *Journal of Money, Credit, and Banking* 17: 298–311, 1985.