

Uma nota sobre o canal de tomada de risco da política monetária com evidências para o Brasil*

GUILHERME LEITE PAIVA^{†,‡}
MAURO SAYAR FERREIRA[§]

Sumário

1. Introdução	147
2. Base de dados e características relevantes	150
3. Estudo empírico	154
4. Robustez	160
5. Considerações finais	162
Apêndice.	166

Palavras-chave

política monetária, economia bancária, canal de tomada de risco, instituições financeiras

JEL Codes

E44, E51, E52, E58



Resumo • Abstract

O canal de tomada de risco (CTR) da política monetária ganhou destaque com a crise financeira internacional de 2008/2009. Este relaciona o efeito da política monetária com a disposição das instituições financeiras em alterar o perfil de risco dos balanços. O presente estudo investiga se o CTR está ativo na economia brasileira. Usando base de dados ainda não exploradas, constata-se que no período de 2001 a 2016: i) o CTR não esteve em pleno funcionamento; ii) a relação entre assunção de risco e características das instituições financeiras conforma-se com fatos estilizados identificados para economias desenvolvidas.

1. Introdução

Após a crise internacional de 2008/2009, pesquisadores e formuladores de políticas públicas passaram a discutir¹ se o período pré-crise apresentou excessiva

*Esse artigo é parte da dissertação de mestrado de Guilherme Leite Paiva, desenvolvida no Cedeplar-UFMG. Agradecemos à Ana Maria Hermeto e à Lízia Figueiredo pelas conversas e sugestões. Também agradecemos ao Cláudio Lacerda, Felipe Araújo e ao Banco Central do Brasil que contribuíram com a construção da base de dados do trabalho; e ao Marcelo Randolfo da Costa Januário pela competente assistência de pesquisa. Erros e omissões são nossa inteira responsabilidade.

[†]Doutorando em economia no INSPER. 0000-0001-8999-9567

[‡]Agradeço o apoio financeiro recebido pelo CNPq durante a realização do mestrado.

[§]Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Economia e Cedeplar (UFMG/FACE/Cedeplar). Av. Presidente Antônio Carlos, 6627, Faculdade de Ciências Econômicas, Pampulha, Belo Horizonte, MG, CEP 31270-901, Brasil. 0000-0003-2865-2281

guilhermeleitepaiva@gmail.com mferreira@cedeplar.ufmg.br

¹Taylor (2009) e Allen e Carletti (2010) são exemplos que destacam o papel política monetária como circunstância para a crise de 2008/2009.

flexibilização da política monetária (PM) a ponto de contribuir para a crise. A abstração por trás desta discussão é a existência de uma ligação entre as taxas de juros de curto prazo e os riscos bancários, sendo que as baixas taxas naquele período teriam estimulado maior assunção de risco pelas instituições financeiras, que teriam flexibilizado seus padrões de empréstimos em busca por retornos mais elevados, preferindo ativos mais seguros. [Borio e Zhu \(2012\)](#) rotulam essas possibilidades como o canal de tomada de risco (CTR), sendo parte integrante e complementar do canal do crédito da política monetária. Além de afetar o setor real da economia, tal comportamento tem potencial para gerar crises no sistema financeiro, merecendo monitoramento pelas autoridades monetárias.

Neste artigo realizamos exercícios empíricos a fim de verificar se o CTR se encontra ativo no Brasil. Até onde sabemos, este é o primeiro estudo que se dedica exclusivamente a avaliação do CTR para a economia brasileira através de microdados bancários. Nossos resultados não são unânimes quanto à presença do CTR, mas evidências quanto à sua existência são observadas. Também se constata que a assunção de risco se correlaciona com características das instituições financeiras (IFs), em linha com fatos estilizados de outros países. Embora haja carência de estudos sobre o CTR para o Brasil, vale destacar que [Tabak, Laiz, e Cajueiro \(2010\)](#) e [Barroso, Souza, e Guerra \(2016\)](#) estão entre as exceções que contribuem para a literatura nacional.

Para conduzir a pesquisa, foi construída uma nova base de dados proveniente de múltiplas fontes que resultou em um painel trimestral desbalanceado das IFs brasileiras. Problemas inerentes à base de dados foram superados através da estimação do painel dinâmico feita por GMM, seguindo [Arellano e Bond \(1991\)](#). Em termos de estratégia e métodos, os estudos que mais se assemelham ao proposto são os de [Delis e Kouretas \(2011\)](#) e de [Altunbas, Gambacorta, e Marques-Ibanez \(2014\)](#).

Literatura

A identificação do CTR é normalmente realizada investigando-se a reação dos padrões de empréstimos e da precificação dos riscos bancários e de crédito frente a variações na PM ou em relação à situação da PM. Além disso, boa parte dos estudos emprega microdados para isolar o CTR dos demais canais da PM.

Os resultados reportados pela literatura são sensíveis às bases de dados e medidas de risco empregadas, além de possuírem óticas por vezes distintas, isto é, lidam com perguntas e respostas diferentes a respeito do canal. Apesar dessa ressalva, observa-se que a maioria das evidências aponta para a existência do CTR, inclusive com alguns resultados recorrentes.

Estudos para as economias desenvolvidas encontram, majoritariamente, evidências favoráveis à existência do canal de tomada de risco.² Artigos que se destacam por sua estratégia de identificação são os de Jiménez, Ongena, Peydró, e Saurina (2014) para a Espanha e Dell’Ariccia, Laeven, e Suarez (2017) para os EUA. Jiménez et al. (2014) utilizam dados de registro de crédito e verificam que após redução da taxa de juros de curto prazo há maior expansão de crédito às firmas consideradas *ex-ante* mais arriscadas (medida pelo seu histórico de calote). Já Dell’Ariccia et al. (2017) utilizam informações desagregadas de pesquisas de empréstimos e encontram evidências de que a assunção de risco dos bancos é negativamente correlacionada com as variações nas taxas de juros.

Artigos utilizando dados de balanço bancários, como em Delis e Kouretas (2011), são mais símeis ao nosso. Os autores encontram, para economias da área do Euro no período de 2001 a 2008, relação inversa entre taxa de juros de política monetária (e sua variação) e métricas de risco bancário,³ sendo a magnitude dessa relação menor para bancos mais capitalizados.

O CTR também é investigado para diversas economias em desenvolvimento, havendo menos consenso entre os resultados.⁴ O estudo de Ioannidou, Ongena, e Peydró (2015) para a Bolívia se destaca em função da estratégia de identificação. Ao analisar um período em que a economia se encontrava altamente dolarizada, adotam as ações do Banco Central dos Estados Unidos (FED) como medida exógena de política monetária e verificam evidências favoráveis ao CTR: uma PM expansionista aumentava a chance de firmas consideradas *ex-ante* mais arriscadas de obterem novos empréstimos, sendo que estas apresentaram, *ex-post*, maior taxa de calote.

A literatura brasileira concentra-se nas evidências com bases agregadas, como é o caso de Tavares, Montes, e Guillén (2013), que investigam, para o período de 2005 a 2012, como a PM influencia os prêmios dos seguros bancários referentes às perdas com operações para pessoas físicas. Verificam que o risco, medido pelo prêmio dos seguros, aumenta quando exposto a uma elevação do nível da política monetária. Montes e Peixoto (2014) e Montes e Scarpari (2015) investigam, também a partir de dados agregados, o efeito da comunicação e credibilidade do Banco Central, outro mecanismo do CTR enfatizado por Borio e Zhu (2012).

Tabak et al. (2010) usam microdados de balancetes bancários para analisar o comportamento dos empréstimos e tomada de riscos frente a variações da PM. Os

² Altunbas et al. (2014) e Maddaloni e Peydró (2011) para os Estados Unidos e países que adotam o Euro, Bonfim e Soares (2018) para Portugal.

³ O modelo em nível avalia como o risco responde ao nível das taxas de juros. Já o modelo em primeira diferença avalia como mudanças no risco (interpretadas como tomada de risco) respondem às variações da taxa de juros, constituindo assim em uma maneira de interpretar o canal de tomada do risco.

⁴ López, Tenjo, e Zárate (2011) para a Colômbia, Kouretas e Tsoumas (2013) para o Leste Europeu, Nguyen e Boateng (2015) para a China, e Özşuca e Akbostanci (2016) para a Turquia.

resultados não são consensuais a respeito da CTR, variando conforme a medida de risco adotada. Barroso et al. (2016) também usam dados de balanço de 2005 a 2014 para avaliar o CTR sob a ótica do risco sistêmico. Encontram relação inversa entre as políticas monetárias, doméstica e internacional, e o risco sistêmico. Apesar disso, a relação com a PM internacional deixa de ser significativa após a crise financeira de 2008/2009.

O restante do artigo é dedicado a testar a presença do CTR no Brasil. Para tanto, a seção 2 explica as características dos dados bancários usados, suas fontes e, muito importante, explica a construção das diferentes métricas de risco utilizadas nos exercícios. A seção 3 apresenta os modelos econométricos e os resultados das estimações, sendo que análises de robustez são avaliadas na seção 4. Por fim, considerações finais são abordadas na seção 5.

2. Base de dados e características relevantes

As informações das instituições financeiras foram obtidas de três fontes distintas da base de informações para análise econômico-financeira do Banco Central do Brasil: COSIF, TOP50 e IF.data.⁵ As informações do COSIF (Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional) são coletadas mensalmente pela autoridade monetária. As instituições financeiras são obrigadas a enviar as informações requeridas, sendo sujeitas a sanções caso não cumpram a solicitação. Os dados dos balancetes disponíveis para consulta pública são restritos a certo nível de detalhamento. Somente há desagregação da classificação da carteira de crédito na base COSIF, enquanto a variável de índice de Basileia é da base TOP50. Portanto, o painel foi formado unindo informações dessas bases. Quando disponíveis, usa-se sempre dados das contas consolidadas.

A amostra vai de março de 2001 a dezembro de 2016, totalizando 64 trimestres, assim garante-se que as informações sobre risco da carteira já estivessem sendo divulgadas pelas instituições financeiras.⁶ Informações históricas a respeito do controle, segmento, participação em conglomerado, fusões, cisões e aquisições das instituições financeiras foram disponibilizadas pelo DESIG (Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro). Os dados dos balanços foram deflacionados pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA).

O recorte amostral segue a literatura e ajuda a reduzir o impacto de erros no registro de informações. A amostra foi composta por instituições bancárias comerciais, múltiplas e de investimento, excluindo os bancos de desenvolvimento.

⁵Desde 2014 o IF.data substituiu a base TOP50, aumentando as instituições e as informações contempladas. Portanto, para simplificar trata-se as duas bases como TOP50.

⁶Especificamente, a amostra garante que a resolução 2099, de agosto de 1994, e a 2682, de dezembro de 1999, que normatizam sobre o requerimento de capitais (índice de Basileia) e sobre a classificação de risco da carteira de crédito, já estivessem em vigor e com informações divulgadas pelas IFs.

Por fim, uma vez que se busca analisar principalmente risco de crédito, foram excluídos bancos em que a média da carteira de empréstimos totais não chegava a 5% do valor do ativo total ou que não classificavam o risco de crédito para ao menos 50% dos créditos concedidos. A base final contém 184 IFs e 8.249 observações. O número de instituições por trimestre varia de 114 a 136 ao longo da amostra, com média de 129 IFs.

2.1 Variáveis e descrição dos dados

2.1.1 Métricas de risco

Quatro medidas⁷ foram selecionadas como *proxies* de risco, sendo duas delas recorrentes na literatura: razão dos créditos inadimplidos (*Non Performing Loans ratio* – *NPLr*) e *Z-score*. As outras medidas são: excesso de provisão (*Exp*) e índice da Basileia (*IB*). Enquanto *NPLr* e *Exp* medem fundamentalmente o risco de crédito, *Z-score* e *IB* captam um risco bancário mais abrangente.

Desde 2000 as IFs no Brasil são obrigadas a classificar suas operações de crédito entre nove categorias de risco (de AA até H) e a fazerem provisões mínimas para cada uma dessas categorias (resolução 2682 do BCB). Esta classificação depende do prazo, perfil da operação e do atraso verificado no pagamento. A partir da classificação de risco E tem-se os atrasos acima de 90 dias. O *NPLr* é a razão entre os empréstimos classificados de E até H e o crédito total. Estes empréstimos estão em calote ou perto disso, sendo a probabilidade de recuperação menor após esse intervalo. Já a variável de excesso de provisão⁸ (*Exp*) é definida como o montante provisionado pela instituição subtraído o montante mínimo requerido por lei, sendo a diferença dividida pelo crédito total. A hipótese é que as IFs expandem *Exp* quando vislumbram maior probabilidade de calote futuro. Trata-se assim de uma percepção *ex-ante* do risco.

O *Z-score* é uma medida tradicional de risco bancário que relaciona a capitalização da firma e sua rentabilidade com a variabilidade de seus retornos. Quanto menor o *Z-score*, maior é o risco bancário. O índice da Basileia (*IB*) informa sobre o montante de capital que os bancos reservam para cobrir riscos de seus empréstimos ou problemas operacionais. Quanto maior seu valor, menor é a chance do banco não conseguir honrar seus compromissos. O índice é utilizado pelo comitê de

⁷Não é trivial encontrar uma boa medida do risco de um banco. Dado essa complicação usa-se diferentes *proxies* para ajudar a compreender o comportamento do risco. Todas as medidas foram coletadas de dados contábeis sendo assim focadas no passado. No entanto, a variável de excesso de provisão busca aproximar uma medida que foca no futuro. De forma genérica, os exercícios com balanços bancários que utilizam tais medidas se baseiam em dados de bancos listados em bolsas de valores. Esta opção não parece ser satisfatória para o caso brasileiro, uma vez que poucos bancos apresentam tais dados.

⁸Esta variável foi criada primeiramente por Araujo (2014) com o nome de “excesso de prudência”. A variável foi incorporada à sua investigação ao canal de empréstimos bancários no Brasil.

supervisão bancária do BIS (*Bank for International Settlements*) como métrica para estabelecimento de requerimentos mínimos de capital pelas instituições financeiras.

As correlações entre as medidas de risco são expostas na [Tabela 1](#). Apesar de medirem risco bancário, não apresentam alta correlação, indicando a dificuldade em encontrar uma única medida satisfatória. Não surpreende que a correlação entre *NPLr* e *ExP* seja positiva e que *Z-score* tenha correlação negativa com ambas. Para as duas primeiras, quanto mais alto seu valor maior o risco, enquanto para a última o inverso acontece. As correlações mais elevadas são entre *NPLr* e *ExP* e entre *IB* e *Z-score*, sendo que as duas primeiras focam no risco de crédito e as duas últimas no risco bancário geral. Embora a correlação de *IB* e *NPLr* seja positiva, o valor foi muito próximo de zero (0,0202), o mesmo ocorrendo com a correlação negativa entre *IB* e *ExP* (-0,0455).

Ressaltamos que as *proxies* de risco são assimétricas à direita, com média menor que a mediana e com máximos bem superiores ao terceiro quartil. A variável *ExP* tem mediana igual a zero, ou seja, em metade da amostra as IFs não apresentam excesso de provisão, indicando tendência a evitar provisionamento acima do requerido pela lei, pois trata-se de estratégia custosa à instituição. Estatísticas descritivas das *proxies* de risco e das demais variáveis encontram-se na [Tabela 4](#) do Apêndice.

2.1.2 Demais Variáveis

Duas medidas de política monetária são usadas: i) a taxa nominal⁹ de juros Selic anualizada e ii) a situação da PM (expansão ou contração), caracterizada pela distância entre taxa Selic e o componente de tendência da mesma, construído através do filtro de Hodrick–Prescott (HP). Esse desvio é essencial para identificar o canal de risco, pois, do ponto de vista do CTR, uma queda da taxa de juros pode não implicar em uma PM expansionista e sim em uma resposta natural às condições macroeconômicas.

Tabela 1. Correlação entre as variáveis de risco

Medidas de risco ^a	<i>NPLr</i>	<i>ExP</i>	<i>Z-score</i>	<i>IB</i>
<i>NPLr</i>	1			
<i>ExP</i>	0.1664	1		
<i>Z-score</i>	-0.1175	-0.0379	1	
<i>IB</i>	0.0202	-0.0455	0.1620	1

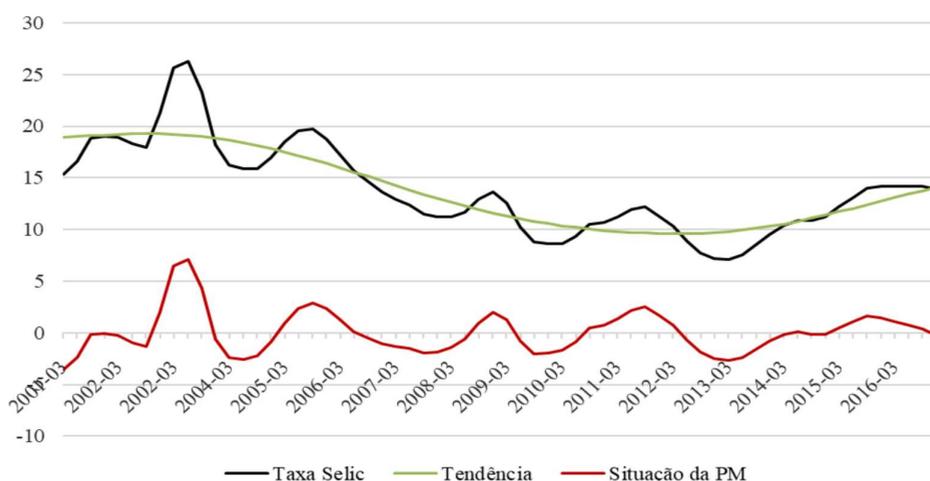
^aDevido à construção das variáveis de risco o número de observações para as correlações se altera; $n = 8.249$ para *NPLr*, *ExP* e *Z-score*; e $n = 6.491$ para *IB*.

⁹A taxa de juros real, obtida dividindo a taxa nominal pela mediana das expectativas de inflação (IPCA) acumulada para os próximos doze meses (relatório Focus do BCB), foi considerada sem alterações substanciais nos resultados. A correlação entre a taxa nominal e a real para o período foi maior que 0,90.

A **Figura 1** mostra que o componente de tendência da Selic apresenta queda durante a maior parte do período investigado e que há ao menos quatro ciclos de contração e expansão bem definidos. A taxa de juros de política monetária, durante o período investigado, situa-se entre 7,25% e 26% ao ano.

As seguintes variáveis de características bancárias são usadas como controle nas regressões: tamanho (logaritmo do ativo total), liquidez (ativos líquidos dividido pelo ativo total) e capitalização (razão entre patrimônio líquido e ativo total). Há razões para supor que a assunção de risco dependa dessas características, não havendo consenso quanto aos sinais (Delis & Kouretas, 2011; e Jiménez et al., 2014). Características qualitativas pouco explorados nos textos sobre CTR, mas populares na literatura do canal de crédito, também foram incorporadas. Foi considerada a situação de controle do banco (público, privado, estrangeiro) e se a IF participa ou não de conglomerado financeiro.

A taxa de expansão do PIB trimestral, a variação da mediana das expectativas da inflação para os próximos doze meses e o retorno do principal índice do mercado de ações brasileiro (IBovespa) foram usados para captar ciclos macroeconômicos. Conforme De Nicolò, Dell’Ariccia, Laeven, e Valencia (2010), é importante controlar pelo ambiente macroeconômico pois existe uma relação própria entre menores taxas de juros e empréstimos mais arriscados. Esta relação se dá porque quando a atividade econômica está mais fraca, é comum que a taxa de juros da política monetária esteja menor e, ao mesmo tempo, os empréstimos concedidos sejam considerados mais arriscados. Segundo este argumento, os empréstimos mais arriscados poderiam estar relacionados à atividade econômica e não ao CTR. Outra razão é que se busca



Nota: A medida de situação da política monetária é calculada por um filtro HP com parâmetro (λ) de suavização seguindo a regra de Ravn-Uhlig.

Figura 1. Taxa Selic, tendência estimada e situação da política monetária

separar os efeitos do acelerador financeiro dos do CTR. Portanto, quer-se controlar para mudanças na renda, valor de mercado e colateral dos devedores.

Duas importantes medidas de risco agregado foram usadas: o VIX e o EMBI-BR+. A primeira é uma medida de risco do mercado financeiro internacional, já a segunda é uma estimativa do risco soberano brasileiro. Segundo [Rajan \(2006\)](#) e [Bruno e Shin \(2015a, 2015b\)](#), medidas de risco macroeconômico são relevantes para explicar o comportamento de assunção de risco das IFs em diferentes estágios do ciclo. Por fim, baseando-se no argumento de [Acharya e Naqvi \(2012\)](#) de que baixas taxas de juros em economias avançadas podem levar a um aumento de liquidez e aumento do risco em economias menores, seleciona-se como controle a taxa básica de juros americana (taxa FED de curto prazo).

Em resumo, a inclusão das variáveis de controle de condições macro objetivam filtrar efeitos dos ciclos na assunção de risco, colaborando para mitigar algum viés de omissão de variável. No apêndice são apresentadas todas as contas COSIF utilizadas, assim como um quadro resumo contendo fonte, definições e forma de cômputo de todas as variáveis. Detalhes adicionais quanto à criação das variáveis de risco são encontrados na versão em “texto para discussão” deste artigo.¹⁰

3. Estudo empírico

3.1 Metodologia

No contexto dos nossos exercícios, pode haver relação de causalidade dupla entre a PM e a assunção de risco, bastando que o Banco Central tenha a estabilidade financeira dentre seus objetivos. Mesmo que no período analisado a atuação do BC via juros visasse cumprir as exigências estabelecidas pelo regime de metas inflacionárias, a Lei 4.595, de 31 de dezembro de 1964, diz que um dos objetivos do Banco Central é “zelar pela estabilidade e promover o permanente aperfeiçoamento do sistema financeiro”. Além disso, outros regressores empregados também são potencialmente endógenos à assunção de risco, como são os casos da capitalização, eficiência e rentabilidade.

Para amenizar problemas relacionados à endogeneidade, foi utilizado painel dinâmico com estratégia de estimação por GMM. O método possibilita corrigir endogeneidade em painéis dinâmicos utilizando-se defasagens do regressando como instrumento ([Anderson & Hsiao, 1981, 1982](#)). Especificamente, empregou-se o método de *system GMM* (*sGMM*) que, dentre outros motivos, permite incluir regressores categóricos que não variam com o tempo ([Roodman, 2009a](#)). Outra vantagem do *sGMM* é que mantém suas propriedades sob a presença de raiz unitária ([Delis & Kouretas, 2011](#)), além de ser mais eficiente quando há alta persistência da variável dependente. Uma desvantagem do *sGMM* sobre o *difference GMM*

¹⁰<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20611.pdf>

(*dGMM*) é que assume hipóteses adicionais sobre o comportamento dos dados e corre-se maior risco de se ter excesso de instrumentos¹¹ (Roodman, 2009b). A equação de referência a ser estimada é:

$$\Delta MR_{it} = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} - c_0 x_{i,t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \theta_h Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde MR_{it} é a medida de risco do banco i no período t e MR_{it-j} suas defasagens para captar a persistência e o ajustamento dinâmico. O termo PM_{t-k} representa a política monetária no período $t - k$, captando eventual efeito defasado da mesma sobre o risco. A taxa Selic ($\Delta Selic_{t-k}$) ou a situação da PM ($CicloGap_{t-k}$) são as métricas de política monetária. A última é considerada expansionista ou contracionista se estiver, respectivamente, abaixo ou acima da tendência estimada pelo filtro HP. A utilização dessa medida também ajuda a reduzir problemas de endogeneidade entre PM e risco bancário (Altunbas et al., 2014).

As características bancárias de interesse (tamanho, liquidez e capitalização) são representadas pelo vetor $x_{i,t-1}$. $Dum_{h,it}$ representa as variáveis categóricas de propriedade e participação em conglomerado. O banco de referência é nacional, privado e não participa de conglomerado. Assim há três *dummies*: $Dum_{1,it} = 1$ caso i esteja sob controle estrangeiro; $Dum_{2,it} = 1$ caso i esteja sob controle público; e $Dum_{3,it} = 1$ caso i participe de conglomerado. As medidas macroeconômicas comuns a todos os bancos, representadas pelo vetor z_{t-1} , são as seguintes: variação do PIB, do Ibovespa, da mediana das expectativas de inflação, do EMBI e o VIX. Espera-se que este conjunto de controles capte choques e tendências comuns às variáveis e ajude a isolar os efeitos do CTR dos outros canais de transmissão.¹²

Para saber sobre as características bancárias que potencializam ou amenizam os efeitos do CTR, foram incluídas interações dessas características com a situação da PM. Essas novas variáveis são representadas pela expressão $c_1 x_{i,t-1} * PM_{t-1}$, que aparece na equação a seguir:

$$\Delta MR = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} + c_0 x_{i,t-1} + c_1 x_{i,t-1} * PM_{t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

¹¹É importante ressaltar que o *difference* e o *system* GMM foram propostos para painéis curtos e grande N (é nessas condições que as propriedades assintóticas foram derivadas). Nestes métodos os instrumentos crescem exponencialmente com T , induzindo a complicações em caso de excesso de instrumentos.

¹²Optou-se por não usar *dummy* de tendência para filtrar efeitos macroeconômicos comuns a todos os bancos por ser de interesse específico avaliar quais medidas macroeconômicas influenciam na assunção de risco.

Para amenizar possível multicolinearidade entre as covariadas de interação com suas variáveis individuais, normalizou-se, em cada trimestre, as características individuais em relação às características médias de todas as instituições financeiras analisadas (Delis & Kouretas, 2011). Após as normalizações, a média das correlações entre as variáveis de interação e a variável da PM reduziu de 0,68 para menos de 0,01. A equação (2) foi estimada incorporando tais ajustes.

3.2 Resultados

São avaliadas quatro especificações principais. A primeira é a base em que se tem como variáveis explicativas da variação do risco bancário a sua própria defasagem $\Delta MR_{i,t-j}$, a variação da medida da política monetária ΔPM_{t-k} , as características bancárias $x_{i,t-1}$ e os controles macroeconômicos z_{t-1} . Outras especificações adicionam covariadas para estudar os efeitos das características bancárias sobre o CTR, incorporando $x_{i,t-1} * PM_{t-1}$ e o perfil de controles das IFs ($Dum_{h,it}$). A liquidez internacional foi avaliada pela inclusão da taxa de curto prazo estipulada pelo FED.

A escolha de j , defasagem das *proxies* de risco, baseou-se nos testes Arellano-Bond de autocorrelação. Em alguns casos manteve-se defasagens não estatisticamente significantes ao nível de 10% quando os testes de autocorrelação indicaram ser a melhor opção. Em relação à sobreidentificação, optou-se por utilizar o teste de Hansen por ser robusto à heterocedasticidade. Devido à extensão da amostra e o conseqüente problema de excesso de instrumentos, utilizamos apenas um instrumento para cada variável e defasagem, ao invés de um instrumento para cada período, variável e defasagem. Ao realizar uma média de cada instrumento no tempo, para cada variável e defasagem, reduz-se substancialmente a matriz de instrumentos utilizados (Roodman, 2009a, 2009b).¹³

Já a escolha de k , referente à defasagem da política monetária, ocorreu da seguinte maneira: para cada *proxy* de risco testou-se modelos começando com $k = 1$ até $k = 4$, sendo a escolha baseada nos testes Arellano-Bond de autocorrelação, no teste de sobreidentificação de Hansen, na significância dos coeficientes, além do esforço para utilizar uma especificação homogênea e parcimoniosa para todas as regressões. Ao fim, foi selecionado $k = 2$ para todas as *proxies* de risco. Ressalta-se que até duas defasagens os resultados foram qualitativamente semelhantes. Alterações significativas dos coeficientes da medida de política monetária, que passaram a ser não significantes, ocorreram apenas a partir da utilização de $k = 3$, o que deve estar relacionado à multicolinearidade, uma vez que variações da PM são altamente correlacionadas em um mesmo ciclo.

¹³Para este procedimento utilizou-se a opção “colapsar” (*collapse*) do comando `xtabond2` do software estatístico Stata 14 (Roodman, 2009a). Os resultados principais também foram estimados utilizando a matriz de instrumentos completa (não reduzida). Não há mudanças significativas nos resultados, no entanto, fica nítido os problemas que ocorrem no teste de Hansen: em todas as 20 estimações com a matriz completa de instrumentos o p-valor do teste de sobreidentificação de Hansen é exatamente um.

Nas análises para o *Z-score*, adotou-se o padrão da literatura trabalhando com seu logaritmo. Outro procedimento é que as regressões para *Z-score* e *IB* foram feitas nos seus valores negativos: $\{-1 \times \ln(Z\text{-score})\}$ e $\{-1 \times IB\}$. Desta maneira, coeficientes positivos (negativos) indicam impacto também positivo (negativo) na assunção de risco. O teste Hansen (sobreidentificação) sugere que os instrumentos são válidos a 10% (p-valor acima de 0,10) para todas as regressões. O teste $m(1)$ sugere haver autocorrelação de primeira ordem, enquanto $m(2)$ não indica autocorrelação de segunda ordem, sugerindo bom ajuste do modelo. Os principais resultados são resumidos em quadros com o sinal e significância estatística dos coeficientes. As tabelas com os resultados completos são apresentadas no [Apêndice](#) (tabelas 5 a 8).

3.2.1 Efeitos da política monetária

Os coeficientes da PM defasados em k períodos são combinados linearmente para facilitar a compreensão de seu efeito. Com exceção do modelo para *NPLr*, todas as combinações lineares da $\Delta Selic$ são negativas e estatisticamente significantes ao nível de 10% (limiar considerado em todo exercício), indicando que queda (aumento) na taxa Selic eleva (reduz) a assunção de risco, resultado favorável ao CTR. Contudo, em nenhum dos modelos as combinações lineares da situação da PM (*CicloGap*) é significativa. Ressalta-se que era esperado que o efeito do CTR fosse mais pronunciado para a situação da PM (*CicloGap*) do que para a variação da taxa Selic ($\Delta Selic$), pois a situação da PM aproxima melhor a teoria da proposta empírica. Assim, não é possível afirmar que o CTR estivesse operando em sua plenitude no Brasil.¹⁴

A [Tabela 2](#) resume os sinais e a significância dos coeficientes das combinações lineares das medidas de política monetária para a equação (1) (primeira e segunda especificação das tabelas 5 a 8). Verifica-se que resultados significativos foram observados para algumas medidas de risco e de política monetária, indicando apenas parcialmente a presença do CTR.

3.2.2 Características bancárias

De modo geral, bancos maiores e mais capitalizados apresentam menor risco, enquanto os resultados para a liquidez são ambíguos.¹⁵ A relação negativa entre tamanho e assunção de risco é um dos mais unânimes na literatura empírica. Além disso, verificou-se que uma maior participação de capital próprio está associada com

¹⁴Considera-se ausência completa do CTR a não significância, para todas as combinações lineares, das medidas da política monetária. Por fim, combinações lineares com sinais positivos e significantes significam assunção de risco em direção oposta à proposta pela teoria de CTR.

¹⁵Nossos resultados para tamanho e capitalização são similares aos de López et al. (2011) para a Colômbia.

Tabela 2. Resumo dos sinais e significâncias dos coeficientes das combinações lineares das medidas de política monetária

Medidas de risco / medida de Pol. Mon. ^a	Comb.linear $\Delta Selic$	comb.linear $CicloGap$
$\Delta NPLr$	-	+
$\Delta Z-score$	- **	+
ΔIB	- *	-
ΔExp	- ***	+

^aEstatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***) , 5% (**) e 10% (*). Resumo para a primeira e segunda especificação das tabelas 5 a 8.

menor tomada de risco.¹⁶ Este resultado é similar ao encontrado para os Estados Unidos e diversos países europeus e em desenvolvimento.

A interação entre características bancárias e a situação da PM mostrou-se não significativa na maioria das regressões. Destaca-se, porém, o valor negativo da liquidez para explicar o $NPLr$, indicando que bancos mais líquidos assumem mais (menos) riscos na expansão (contração) monetária, similar ao observado na Bolívia (Ioannidou et al., 2015). O resultado pode estar relacionado a um maior relaxamento na triagem e nos empréstimos por parte de bancos mais líquidos durante ciclos de PM expansionistas. Importante ressaltar que em vários países onde o CTR parece estar ativo, as interações são significativas, especialmente entre PM e capitalização. O Tabela 3 resume os sinais e a significância dos coeficientes das características bancárias e de suas interações com a medida de política monetária.

Tabela 3. Resumo dos sinais e significâncias dos coeficientes das características bancárias

Medidas de risco / características bancárias ^a	Tam	Liq	Cap^b	$Tam * Ciclo$	$Liq * Ciclo$	$Cap * Ciclo$
$\Delta NPLr$	-	-	-	- *		
$\Delta Z-score$	- ***	- ***		+	-	
ΔIB	- **	+ ***		-	-	
ΔExp	- **	+	- **	+ **	-	+

^aEstatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***) , 5% (**) e 10% (*). Resumo para a primeira e segunda especificação das tabelas 5 a 8.

^bCapitalização não é utilizada para os modelos de Z-score e IB, pois, a própria proxy de risco é construída a partir de elementos dessa característica.

¹⁶Este resultado estaria em conformidade com a teoria de “mais pele em jogo”.

3.2.3 Controles macroeconômicos

Com relação aos controles macroeconômicas, alguns coeficientes (como VIX e EMBI BR+) apresentam sinais conflituosos entre as equações para as diferentes medidas de risco. Nota-se que poucos coeficientes foram individualmente significantes e que, para a *Exp*, até mesmo o teste de significância conjunta das variáveis de controle macroeconômico foi não significante. Entre os significantes destacam-se os sinais negativos para a variação do Ibovespa e do PIB. O sinal negativo da variação do Ibovespa indica que um maior valor de mercado das empresas reduz o risco devido ao aumento no valor dos ativos das IFs. O sinal negativo associado à variação do PIB sugere que a melhoria da economia auxilia os devedores a honrarem seus compromissos, opondo-se ao argumento de que o risco é pró-cíclico com relação às condições macroeconômicas.¹⁷ Por fim, a variação da expectativa de inflação do mercado relaciona-se negativamente com o inverso do índice da Basileia. Uma possível explicação é que variações positivas nas expectativas inflacionárias ocorrem quando a economia se encontra relativamente mais aquecida, favorecendo os compromissos dos tomadores de empréstimos.

3.2.4 Antes e após a crise de 2008/09

É investigado se houve mudança no comportamento do CTR antes e após a crise de 2008/2009. As Tabelas com os resultados para a amostra pré-crise, 2001-T4 a 2007-T2 ($T = 23$), e pós crise, 2010-T1 a 2016-T4 ($T = 28$) podem ser encontradas na versão em “texto para discussão” deste artigo e disponível *online*. Alguns resultados se destacam. O primeiro é que a combinação linear dos coeficientes da situação da PM para o modelo com a *proxy IB* é negativa e significativa após a crise. O segundo é que as evidências de que bancos sob controle público assumem mais risco (*NPLr* e *Z-score*) foi reforçada para a amostra pós 2009, porém ausentaram-se na amostra pré-crise. É provável que a maior expansão do crédito pelos bancos públicos, observado após a crise financeira, pode ter relação com o encontrado.¹⁸

Por fim, mais coeficientes das interações entre características e política monetária são significantes nas sub amostras. Tanto no modelo para *NPLr*, para a amostra pós crise, como no modelo para *Exp*, para a amostra pré-crise, o coeficiente da interação entre a capitalização e a PM é positivo e significativo. Este resultado sugere que bancos menos capitalizados assumiriam mais (menos) risco no período de expansão (contração) monetária, resultado similar ao de *Delis e Kouretas (2011)* e

¹⁷López et al. (2011) também encontram relação inversa entre crescimento do PIB e assunção de risco para as IFs na Colômbia.

¹⁸Entre o primeiro trimestre de 2010 e o último trimestre de 2016, a expansão do total das operações de crédito das instituições sob controle público foi duas vezes maior do que a expansão de crédito das instituições sob controle privado. A participação no saldo total das operações de crédito se inverteu no período, com a participação das instituições sob controle público indo de 41,4% para 55,7% do total (Fonte: BCB).

Jiménez et al. (2014) e consistente com a hipótese de um CTR baseado na procura por taxas de rendimento. Vale destacar que resultado oposto foi observado por Dell’Ariccia et al. (2017).

4. Robustez

Para checar a robustez dos resultados, foi considerada outra medida da política monetária, alterações nas variáveis de característica, outras especificações, além de alteração da metodologia. Os resultados completos são apresentados no Apêndice C da versão “texto para discussão” deste artigo e disponível *online*.

4.1 Alteração da metodologia

Como discutido no início deste capítulo, a metodologia sGMM foi proposta para painéis curtos com grande número de indivíduos. Contudo, nossos exercícios são conduzidos para 61 períodos e poder-se-ia argumentar que: i) o viés discutido por Nickell (1981) é substancialmente amenizado com este tamanho de T ; e ii) as propriedades assintóticas para painéis curtos podem não valer para $T = 61$. À vista disso, realizou-se as mesmas estimações pelo método de variáveis instrumentais (IV) com efeitos fixos (FE). Nestas estimações não se considerou a medida de risco defasada como endógena, assumindo que o viés é insignificante para $T = 61$. Os resultados são apresentados nas tabelas 5 a 8.

Para as estimações por IV e efeitos fixos, há mais evidências favoráveis ao CTR. A combinação linear dos coeficientes de *CicloGap* foi negativa nos modelos para *NPLr*, *IBe ExP*, indicando relação inversa entre a situação da PM e a tomada de risco. Já as conclusões com respeito às características bancárias foram mantidas para tamanho e capitalização, porém constatou-se evidências de associação negativa entre liquidez e risco.

4.2 Medida de política monetária e características bancárias adicionais

Outra medida de PM testada foi a variação da mediana das expectativas de mercado da taxa de juros over-Selic (anualizada) para os próximos doze meses, auferida pelo relatório de mercado Focus do Banco Central.¹⁹ As estimações foram feitas para uma amostra menor, já que a expectativa de mercado começou a ser auferida no 3º trimestre de 2002. Durante o período investigado, a correlação da taxa Selic em t com sua expectativa em t para valores em $t + 12$ foi de 0,98. Os resultados gerais com a nova medida são qualitativamente similares, entretanto, há evidências desfavoráveis ao CTR para o modelo para *ExP*.

¹⁹É razoável esperar que as IFs alterem a assunção de risco em resposta à expectativa de taxa de juros futura, como destacado por Adrian e Shin (2009).

Avalia-se também a sensibilidade dos resultados se incluídas eficiência (receita operacional total por despesa operacional total) e rentabilidade (lucro, antes do imposto, dividido pelo ativo total) entre as características bancárias. Os efeitos da PM sobre as *proxies* de risco não são alterados. O coeficiente da variável eficiência foi positivo e significativo para três *proxies* de risco (*NPLr*, *ExP* e *Z-score*), opondo-se às hipóteses de relação negativa entre eficiência e risco (Altunbas et al., 2014; e Delis & Kouretas, 2011).

4.3 Excesso de empréstimo e persistência da situação da política monetária

Segundo Dell’Ariccia e Marquez (2006) e Acharya e Naqvi (2012), períodos de excesso de empréstimos (*booms* de crédito) estão associados a maior tomada de risco na concessão. Quer-se assim separar o efeito da PM sobre a assunção de risco devido ao CTR do efeito devido ao excesso de empréstimo. Seguindo a literatura, foi criada uma variável categórica de excesso de empréstimo, definida como igual a 1 caso a diferença entre a taxa de crescimento de crédito do banco seja superior ao terceiro quartil da mesma medida para todos os bancos. A inclusão desse controle adicional não altera os principais resultados, não sendo encontrada evidência de maior assunção de risco para períodos de forte expansão de crédito.

Outra hipótese testada é a de que o CTR seria mais efetivo quanto mais longo fosse o período em que há flexibilização monetária. Estudos como o de Maddaloni e Peydró (2011) e Altunbas et al. (2014) encontram resultados nessa direção e enfatizam a necessidade de avaliar o efeito de se ter taxas de juros baixas por muito tempo. Encontramos evidência para esta hipótese apenas para uma das quatro *proxies*, não havendo assim evidências robustas de que prolongados períodos de situação de PM expansionista aumente a assunção de risco.

De uma forma geral, os testes de robustez não provocam grandes alterações nos principais achados. Ressalta-se, contudo, que mesmo a realização dessas análises apenas atenua obstáculos para que tenhamos uma resposta mais definitiva sobre o CTR no Brasil. Talvez o principal deles seja não possuímos informações sobre empréstimos novos e os já concedidos. Em linha similar, seria importante usar *proxies* de risco focadas no futuro. A disponibilidade dessas informações permitiria melhor identificação da variável não observável de tolerância ao risco. Outra questão é que mesmo sabendo da relevância do crédito direcionado no Brasil (Lundberg, 2011), não foi possível analisar separadamente os riscos atribuídos somente a créditos livres.²⁰

Como em Dell’Ariccia et al. (2017), observa-se que os resultados, mesmo que conflituosos, poucos nos dizem em relação à magnitude do CTR.

²⁰Os resultados são robustos a exclusão dos bancos públicos, grandes responsáveis pelos financiamentos direcionados.

5. Considerações finais

O canal de tomada de risco está em evidência e esse artigo contribui para a literatura ao analisar empiricamente este mecanismo de transmissão para uma economia emergente, a brasileira, de uma maneira bastante extensa e sistemática. As evidências foram muito rasas para afirmar que as decisões do Banco Central referentes à política monetária são não neutras do ponto de vista da estabilidade financeira. De forma geral, os resultados são bem robustos, tendo sofrido poucas alterações mesmo na presença de variáveis e metodologias alternativas.

Evidências favoráveis ao CTR ocorreram para três das quatro *proxies* de risco estudadas (*Exp*, *Z-score* e *IB*) e principalmente como resposta a variações na taxa de juros de política monetária, e não para a situação da PM. Esses resultados pouco se alteraram no período pré e pós crise financeira internacional de 2008/2009. Em sintonia com fatos estilizados já reportados para outras economias, verificou-se que instituições mais capitalizadas assumem menos riscos. Não obstante, as características bancárias foram menos relevantes para qualificar o CTR. Apenas em duas regressões o coeficiente entre a interação da capitalização com a situação da PM foi estatisticamente significante.

Dois resultados normalmente encontrados na literatura não foram corroborados pelos nossos exercícios para a economia brasileira. São eles: i) o efeito entre a PM e o risco bancário é ampliado em períodos prolongados de expansão monetária e ii) o aumento do risco bancário devido a um aumento da liquidez internacional.

Um ponto frequentemente debatido nos estudos do CTR é se, caso estivesse em pleno funcionamento, seria socialmente desejado a assunção de mais ou menos risco pelas IFs em resposta à política monetária. Nossos exercícios se abstêm desta investigação, não focando na otimalidade do CTR, apenas tentando verificar a sua existência.

Os exercícios apresentam diversos obstáculos, sendo que nem todos, como desassociar os empréstimos novos dos já concedidos, puderam ser contornados. Assim, mais estudos podem esclarecer este mecanismo de transmissão, além de solidificar o debate acerca da política monetária e estabilidade financeira. Informações provenientes do sistema de informação de crédito (SCR) do Banco Central permitiriam estudar a correspondência entre empréstimos bancários e a demanda por financiamento das empresas. Também seria possível analisar os empréstimos concedidos de maneira desagregada ou mesmo qualificar empréstimos novos e já concedidos, ampliando as estratégias de especificação e melhorando a qualidade das evidências sobre o CTR para a economia brasileira.

Referências bibliográficas

- Acharya, V., & Naqvi, H. (2012). The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle. *Journal of Financial Economics*, 106(2), 349–366. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.014>
- Adrian, T., & Shin, H. S. (2009). Money, liquidity, and monetary policy. *The American Economic Review*, 99(2), 600–605. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.99.2.600>
- Allen, F., & Carletti, E. (2010). An overview of the crisis: Causes, consequences, and solutions. *International Review of Finance*, 10(1), 1–26. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2443.2009.01103.x>
- Altunbas, Y., Gambacorta, L., & Marques-Ibanez, D. (2014). Does monetary policy affect bank risk. *International Journal of Central Banking*, 10(1), 95–135. <https://www.ijcb.org/journal/ijcb14q1a3.htm>
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1981). Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, 76(375), 598–606. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1981.10477691>
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18(1), 47–82. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(82\)90095-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(82)90095-1)
- Araujo, F. A. (2014). *Instituições bancárias e transmissão da política monetária: Um estudo microeconômico aplicado ao Brasil* (Dissertação de Mestrado em Economia, CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte). <http://hdl.handle.net/1843/AMSA-954LBY>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <http://dx.doi.org/10.2307/2297968>
- Barroso, J. B. R. B., Souza, S. R. S. d., & Guerra, S. M. (2016). *Systemic risk-taking channel of domestic and foreign monetary policy* (Working paper N° 412). Central Bank of Brazil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps412.pdf>
- Bonfim, D., & Soares, C. (2018). The risk-taking channel of monetary policy: Exploring all avenues. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(7), 1507–1541. <http://dx.doi.org/10.1111/jmcb.12500>
- Borio, C., & Zhu, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236–251. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2011.12.003>
- Bruno, V., & Shin, H. S. (2015a). Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 71, 119–132. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.11.011>
- Bruno, V., & Shin, H. S. (2015b). Cross-border banking and global liquidity. *The Review of Economic Studies*, 82(2), 535–564. <http://dx.doi.org/10.1093/restud/rdu042>
- Delis, M. D., & Kouretas, G. P. (2011). Interest rates and bank risk-taking. *Journal of Banking & Finance*, 35(4), 840–855. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.09.032>

- Dell’Ariccia, G., Laeven, L., & Suarez, G. A.** (2017). Bank leverage and monetary policy’s risk-taking channel: Evidence from the United States. *The Journal of Finance*, 72(2), 613–654. <http://dx.doi.org/10.1111/jofi.12467>
- Dell’Ariccia, G., & Marquez, R.** (2006). Lending booms and lending standards. *The Journal of Finance*, 61(5), 2511–2546. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01065.x>
- De Nicolò, G., Dell’Ariccia, G., Laeven, L., & Valencia, F.** (2010, julho). *Monetary policy and bank risk taking* (IMF Staff Position Note N° 10/09). IMF. <https://www.imf.org/en/Publications/IMF-Staff-Position-Notes/Issues/2016/12/31/Monetary-Policy-and-Bank-Risk-Taking-23990>
- Ioannidou, V., Ongena, S., & Peydró, J.-L.** (2015). Monetary policy, risk-taking, and pricing: Evidence from a quasi-natural experiment. *Review of Finance*, 19(1), 95–144. <http://dx.doi.org/10.1093/rof/rfu035>
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L., & Saurina, J.** (2014). Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk-taking? *Econometrica*, 82(2), 463–505. <http://dx.doi.org/10.3982/ECTA10104>
- Kouretas, G. P., & Tsoumas, C.** (2013). Bank risk-taking in CEE countries. *Central European Journal of Modelling and Econometrics*, 5(2), 103–123. <http://cejsh.icm.edu.pl/cejsh/element/bwmeta1.element.desklight-7e903820-e81d-4397-aa0e-e85761ac352d?q=bwmeta1.element.cejsh-376fa55f-6b4f-4b45-8293-ba5712aa7e7b;1&qt=CHILDREN-STATELESS>
- Lundberg, E. L.** (2011, novembro). *Bancos oficiais e crédito direcionado: O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?* (Trabalho para Discussão N° 258). Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/TD258.pdf>
- López, M., Tenjo, F., & Zárate, H.** (2011). The risk-taking channel and monetary transmission mechanism in Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 29(64), 212–234. <http://www.scielo.org.co/pdf/espe/v29nspe64/v29n64a07.pdf>
- Maddaloni, A., & Peydró, J.-L.** (2011). Bank risk-taking, securitization, supervision, and low interest rates: Evidence from the Euro-area and the US lending standards. *Review of Financial Studies*, 24(6), 2121–2165. <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhr015>
- Montes, G. C., & Peixoto, G. B. T.** (2014). Risk-taking channel, bank lending channel and the “paradox of credibility”: Evidence from Brazil. *Economic Modelling*, 39, 82–94. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2014.02.023>
- Montes, G. C., & Scarpari, A.** (2015). Does central bank communication affect bank risk-taking? *Applied Economics Letters*, 22(9), 751–758. <http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2014.975325>
- Nguyen, V. H. T., & Boateng, A.** (2015). An analysis of involuntary excess reserves, monetary policy and risk-taking behavior of Chinese banks. *International Review of Financial Analysis*, 37, 63–72. <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2014.11.013>
- Nickell, S.** (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–1426. <http://dx.doi.org/10.2307/1911408>

- Özşuca, E. A., & Akbostanci, E.** (2016). An empirical analysis of the risk-taking channel of monetary policy in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(3), 589–609. <http://dx.doi.org/10.1080/1540496X.2015.1047300>
- Rajan, R. G.** (2006). Has finance made the world riskier? *European Financial Management*, 12(4), 499–533. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-036X.2006.00330.x>
- Roodman, D.** (2009a). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Roodman, D.** (2009b). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135–158. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>
- Tabak, B. M., Laiz, M. T., & Cajueiro, D. O.** (2010). *Financial stability and monetary policy: The case of Brazil* (Working Paper N° 217). Central Bank of Brazil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps217.pdf>
- Tavares, D. P., Montes, G. C., & Guillén, O. T. d. C.** (2013). Transmissão da política monetária pelos canais de tomada de risco e de crédito: Uma análise considerando os seguros contratados pelos bancos e o spread de crédito no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 67(3), 337–353. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402013000300005>
- Taylor, J. B.** (2009, janeiro). *The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong* (Working paper N° w14631). National Bureau of Economic Research. <http://dx.doi.org/10.3386/w14631>

Apêndice.

Tabela 4. Estatística descritivas das variadas (2001-T1 a 2016-T4)

Variável	N	Média	Min.	1° Quartil	Mediana	3° Quartil	Máx.	Desvio Padrão
<i>NPLr</i>	8249	6,310	0	1,297	3,690	7,378	141,0	9,528
<i>ExP</i>	8249	0,436	-8,637	0	0	0,303	60,20	1,445
<i>Z-score</i>	8249	23,97	-4,777	10,65	19,71	31,04	339,8	20,53
Tamanho	8249	21,35	16,57	19,75	21,30	22,59	27,68	2,189
Liquidez	8249	28,18	0,0056	12,42	24,42	39,75	97,67	20,35
Capitalização	8249	22,08	0,0762	9,726	15,55	26,68	163,9	19,59
Eficiência	8249	1,114	0,111	1,002	1,057	1,153	14,45	0,423
Rentabilidade	8249	0,008	-4,945	-0,001	0,011	0,026	1,565	0,103
$\Delta\%$ PIB	64	0,559	-3,839	-0,307	0,897	1,464	2,510	1,262
$\Delta\%$ Ibovespa	64	3,035	-25,93	-6,324	3,430	12,60	31,85	13,03
Inflação IPCA	64	1,647	0,0996	1,088	1,435	1,998	6,561	0,999
Δ Expectativa infl. IPCA	60	-0,0087	-2,700	-0,288	-0,0189	0,249	4,910	0,863
VIX	64	20,28	10,96	14,52	17,73	24,05	52,41	8,302
Δ EMBI + Risco Brasil	63	-6,909	-432,0	-52,19	-15,44	46,07	628,7	159,4
Δ Taxa Selic	64	-0,0401	-5,040	-0,873	0	0,735	4,397	1,360
Δ Expectativa over-Selic	57	-0,0854	-3,343	-0,768	0,0493	0,570	3,252	1,140
Situação PM	64	0,0411	-3,537	-1,463	-0,192	1,160	7,099	2,035
Situação PM – Expec.	58	0,0068	-2,827	-1,353	0,175	1,251	3,798	1,621
Taxa FED	58	1,528	0,0733	0,140	0,478	2,302	5,593	1,799
IB ^a	5880	24,93	-32,0	14,60	18,30	28,10	131,3	18,08
Tamanho (IB)	5880	21,42	16,57	19,81	21,34	22,70	27,45	2,215
Liquidez (IB)	5880	24,50	-25,29	12,07	20,31	33,74	94,60	17,53
Capitalização (IB)	5880	19,74	0,56	10,02	14,86	23,55	99,79	15,88
Eficiência (IB)	5880	1,083	0,111	1,002	1,055	1,138	5,839	0,230
Rentabilidade (IB)	5880	0,004	-0,955	-0,0002	0,005	0,012	0,393	0,0380

^aA amostra para a proxy de risco IB é mais restrita, já que o índice não é publicado para todas as IF's.

Tabela 5. Resultados da regressão sGMM com a proxy de risco $NPLr_t$. Variável dependente $\Delta NPLr_t$.

Variável	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-0.0396 (0.0796)	-0.0212 (0.0855)	-0.0192 (0.0892)	-0.0181 (0.0892)	-0.0186 (0.0891)
$\Delta NPLr_{t-2}$	-0.0090 (0.0404)	-0.00257 (0.0426)	-0.00230 (0.0449)	-0.00155 (0.0451)	-0.00181 (0.0450)
$CicloGap_{t-1}$	-0.0398 (0.0532)	-0.0422 (0.0571)	-0.0424 (0.0570)	-0.0425 (0.0560)	
$CicloGap_{t-2}$		0.0838 (0.0606)	0.0830 (0.0610)	0.0831 (0.0608)	0.0830 (0.0607)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.137 (0.126)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0864 (0.119)				
Tam_{t-1}	-0.200 (0.129)	-0.205 (0.126)	-0.196 (0.130)	-0.254 (0.157)	-0.254 (0.157)
Liq_{t-1}	-0.0079 (0.0065)	-0.00843 (0.0063)	-0.00873 (0.00631)	-0.00714 (0.00710)	-0.00715 (0.00709)
Cap_{t-1}	-0.0310 (0.0262)	-0.0324 (0.0260)	-0.0311 (0.0275)	-0.0368 (0.0296)	-0.0368 (0.0298)
$\Delta\%PIB_{t-1}$	-0.0628 (0.0514)	-0.0637 (0.0524)	-0.0651 (0.0527)	-0.0675 (0.0526)	-0.0671 (0.0551)
$\Delta Expec.IPCA_{t-1}$	0.0951 (0.126)	0.0453 (0.0733)	0.0455 (0.0747)	0.0447 (0.0746)	0.0445 (0.0750)
$\Delta\%Ibov_{t-1}$	-0.0145** (0.0065)	-0.0133** (0.0061)	-0.0132** (0.0061)	-0.0135** (0.0060)	-0.0134** (0.0060)
Vix_{t-1}	0.0055 (0.0075)	0.0069 (0.0075)	0.0069 (0.0075)	0.0069 (0.0076)	0.0069 (0.0076)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.0004 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0114 (0.0152)	-0.0122 (0.0154)	-0.0122 (0.0154)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0039* (0.0021)	-0.004* (0.0021)	-0.004* (0.0021)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0004 (0.0036)	-0.0002 (0.0036)	-0.0002 (0.0036)
$Estrang_t$				0.0416 (0.138)	0.0415 (0.138)
$Public_t$				-0.147 (0.212)	-0.147 (0.211)
$Congl_t$				0.437* (0.222)	0.437* (0.222)
Fed_t					-0.0010 (0.0301)
Cons.	5.261 (3.225)	5.394* (3.148)	5.163 (3.256)	6.368* (3.782)	6.361* (3.784)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0506 (0.0596)	0.0440 (0.0524)	0.0408 (0.0543)	0.0406 (0.0543)	0.0405 (0.0544)
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Número de Instrumento	17	17	20	23	24
Controles macro. p-valor ^a	0.0122	0.0130	0.0125	0.0108	0.0216
m(1) - p-valor	0.000783	0.000500	0.000420	0.000411	0.000410
m(2) - p-valor	0.731	0.834	0.864	0.863	0.862
Hansen - p-valor	0.598	0.727	0.712	0.749	0.749

Notas: tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por two-step sGMM, a indicação de significância a 1% (***) , 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2001-T4 a 2016-T4. As covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. Os p-valores para o teste de sobreidentificação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano-Bond também são apresentados.

^aTeste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela 6. Resultados da regressão sGMM com a proxy de risco Z -score. Variável dependente ΔZ -score $_t$.

Variável	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔZ -score $_{t-1}$	-0.181*** (0.0311)	-0.178*** (0.0316)	-0.178*** (0.0317)	-0.178*** (0.0317)	-0.178*** (0.0317)
ΔZ -score $_{t-2}$	0.0742*** (0.0265)	0.0768*** (0.0270)	0.0769*** (0.0271)	0.0770*** (0.0271)	0.0770*** (0.0271)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0064** (0.0030)	-0.0064** (0.0030)	-0.0065** (0.0030)	-0.0064** (0.0031)
$CicloGap_{t-2}$		0.0082** (0.0036)	0.0082** (0.0036)	0.0082** (0.0036)	0.0081** (0.0037)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0052 (0.00715)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.0062 (0.00683)				
Tam_{t-1}	-0.0056*** (0.0015)	-0.0054*** (0.0015)	-0.0055*** (0.0015)	-0.0054** (0.0022)	-0.0053** (0.0022)
Liq_{t-1}	-0.0007*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0003)	-0.0007*** (0.0003)
$\Delta\%PIB_{t-1}$	-0.0070** (0.0027)	-0.0043 (0.0027)	-0.0043 (0.0027)	-0.0043 (0.0027)	-0.0042 (0.0027)
$\Delta Expec.IPCA_{t-1}$	-0.0062 (0.0070)	-0.00081 (0.00475)	-0.00078 (0.00474)	-0.00073 (0.00476)	-0.00078 (0.00476)
$\Delta\%Ibov_{t-1}$	-0.0001 (0.0003)	-0.0000 (0.000300)	-0.0000 (0.000300)	-0.0000 (0.000300)	-0.0000 (0.000306)
Vix_{t-1}	0.0006 (0.0006)	0.000299 (0.000629)	0.000299 (0.000629)	0.000287 (0.000629)	0.000276 (0.000636)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.0006 (0.0006)	0.000607 (0.000651)	0.000608 (0.000651)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
$Estrang_t$				-0.0090 (0.0064)	-0.0091 (0.0064)
$Public_t$				0.0188* (0.0105)	0.0190* (0.0105)
$Congl_t$				-0.0096 (0.0102)	-0.0094 (0.0102)
Fed_t					-0.0006 (0.0018)
Cons.	0.136*** (0.0347)	0.136*** (0.0345)	0.137*** (0.0348)	0.142*** (0.0462)	0.144*** (0.0465)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0114** (0.0037)	0.0018 (0.0029)	0.0017 (0.0029)	0.0018 (0.0029)	0.0017 (0.0029)
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Número de Instrumento	14	14	16	19	20
Controles macro. p-valor ^d	0.0481	0.184	0.183	0.184	0.218
m(1) – p-valor	0.00131	0.00123	0.00123	0.00125	0.00125
m(2) – p-valor	0.227	0.238	0.237	0.237	0.237
Hansen – p-valor	0.587	0.449	0.448	0.445	0.445

Notas: A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, a indicação de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2001-T4 a 2016-T4. As covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. Os p-valores para o teste de sobreidentificação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano-Bond também são apresentados.

^dTeste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela 7. Resultados da regressão sGMM com a proxy de risco *IB*. Variável dependente ΔIB_t .

Variável	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔIB_{t-1}	-0.163 *** (0.0382)	-0.141 *** (0.0420)	-0.141 *** (0.0421)	-0.141 *** (0.0422)	-0.141 *** (0.0423)
ΔIB_{t-2}	-0.0169 (0.0317)	-0.0301 (0.0291)	-0.0306 (0.0292)	-0.0303 (0.0293)	-0.0304 (0.0293)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.155 (0.106)	-0.157 (0.105)	-0.155 (0.105)	-0.161 (0.108)
<i>CicloGap</i> _{t-2}		0.0495 (0.111)	0.0474 (0.112)	0.0476 (0.112)	0.0564 (0.114)
$\Delta Selic_{t-1}$	0.344 (0.247)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.576 *** (0.195)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.0960 ** (0.0406)	-0.0873 ** (0.0430)	-0.0843 ** (0.0420)	-0.0581 (0.0632)	-0.0534 (0.0650)
<i>Liq</i> _{t-1}	0.0314 *** (0.0069)	0.0290 *** (0.0069)	0.0296 *** (0.0071)	0.0314 *** (0.0079)	0.0316 *** (0.0079)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.199 ** (0.0896)	-0.0604 (0.0815)	-0.0597 (0.0815)	-0.0583 (0.0817)	-0.0678 (0.0853)
$\Delta Expec.IPCA_{t-1}$	-0.516 ** (0.228)	-0.194 * (0.116)	-0.197 * (0.117)	-0.196 * (0.117)	-0.188 (0.117)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.00628 (0.0116)	-0.00795 (0.00838)	-0.00790 (0.00835)	-0.00786 (0.00836)	-0.00846 (0.00864)
<i>Vix</i> _{t-1}	-0.0133 (0.0148)	-0.0124 (0.0125)	-0.0122 (0.0125)	-0.0124 (0.0125)	-0.0119 (0.0127)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.0007 (0.0008)	-0.0015 ** (0.0006)	-0.0015 ** (0.0006)	-0.0015 ** (0.0006)	-0.0015 ** (0.0007)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.0166 (0.0200)	-0.0165 (0.0201)	-0.0166 (0.0202)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.003 (0.0036)	-0.0029 (0.0036)	-0.0029 (0.0036)
<i>Estrang</i> _t				-0.0810 (0.180)	-0.0770 (0.180)
<i>Public</i> _t				-0.420 (0.267)	-0.439 (0.273)
<i>Congl</i> _t				-0.0675 (0.189)	-0.0839 (0.192)
<i>Fed</i> _t					0.0512 (0.0535)
<i>Cons.</i>	1.974 * (1.099)	1.759 (1.117)	1.678 (1.095)	1.167 (1.486)	0.991 (1.554)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.232 * (0.119)	-0.106 (0.0746)	-0.110 (0.0762)	-0.108 (0.0762)	-0.104 (0.0755)
Observações	5,379	5,379	5,379	5,379	5,379
Número de IFs	154	154	154	154	154
Número de Instrumento	14	22	24	27	28
Controles macro. p-valor ^a	0.00939	0.0651	0.0677	0.0670	0.0733
m(1) – p-valor	0.000453	0.00118	0.00118	0.00118	0.00118
m(2) – p-valor	0.722	0.616	0.616	0.618	0.615
Hansen – p-valor	0.989	0.264	0.259	0.258	0.254

A tabela contém para cada covariada os coeficientes *Notas*: estimados por two-step sGMM, a indicação de significância a 1% (***), 5% (**), e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2001-T4 a 2016-T4. As covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. Os p-valores para o teste de sobreidentificação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano–Bond também são apresentados.

^aTeste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela 8. Resultados da regressão sGMM com a proxy de risco *Exp*. Variável dependente ΔExp_t .

Variável	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔExp_{t-1}	0.0310 (0.0982)	0.0181 (0.0982)	0.0152 (0.0984)	0.0118 (0.0986)	0.0110 (0.0981)
ΔExp_{t-2}	-0.0156 (0.108)	-0.0439 (0.103)	-0.0471 (0.105)	-0.0524 (0.105)	-0.0533 (0.105)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0133** (0.00629)	-0.0132** (0.00626)	-0.0127** (0.00618)	-0.0136** (0.00610)
$CicloGap_{t-2}$		-0.0133** (0.00629)	-0.0132** (0.00626)	-0.0127** (0.00618)	-0.0136** (0.00610)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0305* (0.0158)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0141 (0.0139)				
Tam_{t-1}	-0.0439* (0.0255)	-0.0759** (0.0327)	-0.0743** (0.0327)	-0.0893** (0.0383)	-0.0900** (0.0380)
Liq_{t-1}	0.000464 (0.00129)	0.00298 (0.00200)	0.00291 (0.00201)	0.00294 (0.00209)	0.00301 (0.00209)
Cap_{t-1}	-0.00896* (0.00502)	-0.0143** (0.00598)	-0.0139** (0.00599)	-0.0147** (0.00631)	-0.0149** (0.00624)
$\Delta\%PIB_{t-1}$	0.000414 (0.00542)	0.00291 (0.00508)	0.00294 (0.00510)	0.00194 (0.00534)	0.000596 (0.00534)
$\Delta Expec.IPCA_{t-1}$	0.0147 (0.0149)	0.000420 (0.00978)	-0.000108 (0.00975)	0.000880 (0.00976)	0.00123 (0.00963)
$\Delta\%Ibov_{t-1}$	-0.00198** (0.000885)	-0.00211** (0.000881)	-0.00208** (0.000882)	-0.00205** (0.000887)	-0.00214** (0.000895)
Vix_{t-1}	-0.000969 (0.00180)	-0.000684 (0.00181)	-0.000530 (0.00179)	-0.000503 (0.00179)	-0.000374 (0.00181)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.0001 (6.92e-05)	-0.000113 (7.84e-05)	-0.000109 (8.01e-05)	-9.90e-05 (7.99e-05)	-0.000106 (8.07e-05)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.0051** (0.00200)	0.0046** (0.00201)	0.0046** (0.00201)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00027 (0.000283)	-0.00026 (0.000282)	-0.00027 (0.000282)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00059 (0.000442)	0.00058 (0.000441)	0.00058 (0.000441)
$Estrang_t$				0.00354 (0.0276)	0.00482 (0.0279)
$Public_t$				-0.0152 (0.0558)	-0.0179 (0.0564)
$Congl_t$				0.148** (0.0619)	0.148** (0.0615)
Fed_t					0.00643 (0.00486)
<i>Cons.</i>	1.150* (0.643)	1.884** (0.798)	1.842** (0.798)	2.136** (0.907)	2.142** (0.901)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0164*** (0.006)	0.00508 (0.0048)	0.00469 (0.0051)	0.00461 (0.0051)	0.00463 (0.0051)
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Número de Instrumento	20	20	23	26	27
Controles macro. p-valor ^d	0.275	0.213	0.215	0.231	0.198
m(1) – p-valor	0.00176	0.00159	0.00166	0.00162	0.00160
m(2) – p-valor	0.345	0.539	0.547	0.595	0.600
Hansen – p-valor	0.574	0.810	0.790	0.773	0.784

Notas: A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, a indicação de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2001-T4 a 2016-T4. As covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. Os p-valores para o teste de sobreidentificação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano–Bond também são apresentados.

^dTeste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela 9. Definição das variáveis

Classificação da variável	(1)	Variável	Definição/computação	Fonte
Medidas de risco	i	NPLr	$(3.1.6.00.00-8 + 3.1.7.00.00-1 + 3.1.8.00.00-4 + 3.1.9.00.00-7) / (1.6.0.00.00-1 + 1.7.0.00.00-0 + 1.8.0.00.00-9)$	COSIF
	i	Z-score	$\{[(7.0.00.00-9) + (8.0.00.00-6)] / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]\} + \{(6.0.0.00.00-2) / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]\} / \sigma\{[(7.0.00.00-9) + (8.0.00.00-6)] / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]\}$	COSIF
	i	Excesso de provisão (Exp)	$\{(1.6.9.00.00-8 + 1.7.9.00.00-7 + 1.8.9.00.00-6) - [0,005*(3.1.2.00.00-6) + 0,01*(3.1.3.00.00-9) + 0,03*(3.1.4.00.00-2) + 0,1*(3.1.5.00.00-5) + 0,3*(3.1.6.00.00-8) + 0,5*(3.1.7.00.00-1) + 0,7*(3.1.8.00.00-4) + (3.1.9.00.00-7)]\} / (1.6.0.00.00-1 + 1.7.0.00.00-0 + 1.8.0.00.00-9)$	COSIF
	i	IB	Requerimento de capital baseado em recomendações do comitê de supervisão bancária do BIS.	COSIF
Medidas da PM	c	PM	Taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada, base 252 dias (série BCB 4189).	BCB
	c	Expectativa da PM	Mediana das expectativas de mercado para a média da taxa over-Selic para os próximos 12 meses.	FOCUS/BCB
	c	Situação da PM	Distância entre a taxa de juros Selic ou sua expectativa e o componente de tendência da mesma construído através do filtro HP.	BCB
Característica bancária ²	i	Tamanho	$\text{Log} [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]$	COSIF
	i	Capitalização	$(6.0.0.00.00-2) / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]$	COSIF
	i	Liquidez ³	$[(1.1.0.00.00-6) + (1.2.0.00.00-5) + (1.3.1.00.00-7) - (1.1.1.00.00-9)] / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]$	COSIF
	i	Eficiência	$(7.1.0.00.00-8) - (8.1.0.00.00-5)$	COSIF
	i	Rentabilidade	$[(7.0.0.00.00-9) + (8.0.0.00.00-6)] / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]$	COSIF
	i	Controle público	Valor 1 se banco é estadual ou federal, zero caso contrário.	DESIG
	i	Controle estrangeiro	Valor 1 se banco é estrangeiro ou controlado por IF estrangeira, zero caso contrário.	DESIG
i	Participa de conglomerado ⁴	Valor 1 se participa de um conglomerado financeiro com mais de dois bancos representados na amostra, zero caso contrário.	DESIG	
Outras medidas de risco ⁵	c	EMBI	Índice baseado na comparação entre a diferença dos juros implícitos dos títulos de dívida emitidos pelo Brasil e EUA.	JP Morgan/Ipeadata
	c	VIX	Medida da volatilidade implícita das opções do índice S&P500.	CBOE
Liquidez internacional	c	Effective FED rate	Taxa overnight de troca dos fundos federais americanos (salos mantidos em bancos da Reserva Federal) entre as IF's depositárias.	FRED
Controles	c	Δ% PIB	Variação percentual do PIB.	CNT/IBGE
	c	IPCA	Índice nacional de preço ao consumidor – amplo, variação mensal (série BCB 433).	BCB
	c	Expectativa do IPCA	Mediana das expectativas de mercado para a inflação (IPCA) acumulada para os próximos doze meses.	FOCUS/BCB
	c	Δ% Ibovespa ⁵	Variação percentual do Ibovespa.	Ipeadata
	i	Excesso de empréstimo	Valor 1 se a taxa de crescimento do crédito total da IF no período for superior ao 75º percentil (considerando a taxa de crescimento de todos os bancos) para o período, zero caso contrário.	COSIF
	c	Persistência da situação da PM	Número de trimestres consecutivos em que a situação da PM é expansiva. Ou seja, em que a política monetária está abaixo do componente de tendência construído através do filtro HP.	BCB

Notas: (1) "c" são variáveis comuns a todos os bancos e "i" são variáveis específicas para cada instituição. (2) Para a amostra com a medida de risco IB tem-se disponível um nível de detalhamento melhor das contas da COSIF e subtrai-se do ativo total as aplicações interfinanceiras de liquidez, conta (1.2.0.00.00-5). (3) Segue-se a literatura empírica do canal de empréstimos bancários onde é mais comum não considerar o caixa na apuração dos ativos líquidos. Bancos grandes e com muitas agências têm maior proporção de caixa nos ativos, porém a função principal dessa reserva é fazer frente aos depósitos dos correntistas e não podem ser livremente descartados. (4) Segue-se Araujo (2014) ao utilizar a própria amostra para definir se a IF participa ou não de conglomerado. Como diversas IFs são listadas na amostra como parte de um conglomerado com somente uma IF, opta-se por identificar como participantes de conglomerados apenas as IFs que faziam parte de conglomerados com ao menos duas IFs dentro da própria amostra. (5) As variáveis financeiras de alta frequência (Ibovespa, VIX e EMBI) foram definidas como a média do último mês do trimestre, por exemplo, média de março, junho, setembro e dezembro, ao invés da data de fechamento do último dia do mês. Isto foi feito para evitar que a variável fosse influenciada por outliers e choques que podem ter acontecido ao longo da amostra.

Contas COSIF utilizadas

- 1.0.0.00.00-7 Circulante e Realizável de Longo Prazo – *acrlp*
 - 1.1.0.00.00-6 Disponibilidades – *disp*
 - 1.1.1.00.00-9 Caixa – *caixa*
 - 1.2.0.00.00-5 Aplicações Interfinanceiras de Liquidez – *aintliq*
 - 1.2.1.20.00-2 Revendas a Liquidar – Posição Financiada
 - 1.3.0.00.00-4 Títulos e Valores Mobiliários – *tvm*
 - 1.3.1.00.00-7 Títulos e Valores Mobiliários Livres [Saldo desvinculados] – *tvmf*
 - 1.6.0.00.00-1 Operações de crédito – *credito*
 - 1.6.9.00.00-8 Provisões para operações de crédito [NPL] – *provc*
 - 1.7.0.00.00-0 Operações de arrendamento mercantil [Conglomerado] – *amer*
 - 1.7.9.00.00-7 Provisões para arrendamento mercantil [Conglomerado][NPL] – *prova*
 - 1.8.0.00.00-9 Outros Créditos – *outrosc*
 - 1.8.9.00.00-6 Provisões para outros créditos [NPL] – *provoc*
- 3.0.0.00.00-1 Compensação – *comp*
 - 3.1.0.00.00-0 Classificação da carteira de créditos – *ccredito*
 - 3.1.1.00.00-3 Operações de risco nível Aa – *riscocaa*
 - 3.1.2.00.00-6 Operações de risco nível A – *riscocaa*
 - 3.1.3.00.00-9 Operações de risco nível B – *riscocob*
 - 3.1.4.00.00-2 Operações de risco nível C – *riscococ*
 - 3.1.5.00.00-5 Operações de risco nível D – *riscocod*
 - 3.1.6.00.00-8 Operações de risco nível E – *riscocoe*
 - 3.1.7.00.00-1 Operações de risco nível F – *riscocof*
 - 3.1.8.00.00-4 Operações de risco nível G – *riscocog*
 - 3.1.9.00.00-7 Operações de risco nível H – *riscocoh*
- 3.9.9.99.99-3 Ativos gerais totais – *dtgativo*
 - 4.1.0.00.00-7 Depósitos Totais – *depos*
 - 4.1.1.00.00-0 Depósitos à Vista – *deposav*
 - 4.1.2.00.00-3 Depósitos de Poupança – *deposp*
 - 4.1.3.00.00-6 Depósitos Interfinanceiros – *deposint*
 - 4.1.4.00.00-9 Depósitos sob Aviso – *depossa*
 - 4.1.5.00.00-2 Depósitos a Prazo – *ddeposap*
 - 4.1.6.00.00-5 Obrigações por depósitos especiais – *odepefp*
 - 4.1.8.00.00-1 Depósitos em moeda estrangeira – *deposme*
 - 4.1.9.00.00-4 Outros depósitos – *odepos*
- 6.0.0.00.00-2 Capital Próprio – *kproprio*
 - 6.1.0.00.00-1 – Patrimônio Líquido – *pliq*
 - 6.1.1.00.00-4 Capital Social – *dcsocial*
 - 6.1.8.00.00-5 Lucro ou Prejuízo Acumulado – *lpacum*
- 7.0.0.00.00-9 Conta de resultado credoras – *dresulcred*
 - 7.1.0.00.00-8 Receitas operacionais – *recop*
 - 7.1.1.00.00-1 Receitas de operações de crédito – *reccred*

8.0.0.00.00-6 Conta de resultado devedoras – *dresuldev*

8.1.0.00.00-5 Despesas operacionais – *despop*

8.1.1.00.00-8 Despesas de captações no mercado – *despcap*

9.9.9.99.99-5 Total geral do passivo – *dtgpassivo*