

ISSN 2318-2377



TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 611

**O CANAL DE TOMADA DE RISCO DA POLÍTICA MONETÁRIA:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

**Guilherme Leite Paiva
Mauro Sayar Ferreira**

Setembro de 2019

Universidade Federal de Minas Gerais

Jaime Arturo Ramírez (Reitor)

Sandra Regina Goulart Almeida (Vice-reitora)

Faculdade de Ciências Econômicas

Hugo Eduardo Araujo da Gama Cerqueira (Diretor)

Kely César Martins de Paiva (Vice-Diretora)

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar)

Frederico Gonzaga Jayme Jr (Diretor)

Gustavo de Britto Rocha (Vice-Diretor)

Laura Rodríguez Wong (Coordenadora do Programa de Pós-graduação em Demografia)

Gilberto de Assis Libânio (Coordenador do Programa de Pós-graduação em Economia)

Adriana de Miranda-Ribeiro (Chefe do Departamento de Demografia)

Bernardo Palhares Campolina Diniz (Chefe do Departamento de Ciências Econômicas)

Editores da série de Textos para Discussão

Aline Souza Magalhães (Economia)

Adriana de Miranda-Ribeiro (Demografia)

Secretaria Geral do Cedeplar

Maristela Dória (Secretária-Geral)

Simone Basques Sette dos Reis (Editoração)

<http://www.cedeplar.ufmg.br>

Textos para Discussão

A série de Textos para Discussão divulga resultados preliminares de estudos desenvolvidos no âmbito do Cedeplar, com o objetivo de compartilhar ideias e obter comentários e críticas da comunidade científica antes de seu envio para publicação final. Os Textos para Discussão do Cedeplar começaram a ser publicados em 1974 e têm se destacado pela diversidade de temas e áreas de pesquisa.

Ficha catalográfica

P149c	Paiva, Guilherme Leite.
2019	O canal de tomada de risco da política monetária: evidências para o Brasil / Guilherme Leite Paiva, Mauro Sayar Ferreira. - Belo Horizonte: UFMG / CEDEPLAR, 2019.
	63 p. : il., tabs. - (Texto para discussão, 611)
	Inclui bibliografia (p. 33 - 37) e apêndices.
	ISSN 2318-2377
	1. Política monetária. 2. Risco (Economia). 3. Instituições financeiras. I. Ferreira, Mauro Sayar. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título. IV. Série.
	CDD: 332.46

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG – LVR116/2019

As opiniões contidas nesta publicação são de exclusiva responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo necessariamente o ponto de vista do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), da Faculdade de Ciências Econômicas ou da Universidade Federal de Minas Gerais. É permitida a reprodução parcial deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções do texto completo ou para fins comerciais são expressamente proibidas.

Opinions expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect views of the publishers. The reproduction of parts of this paper of or data therein is allowed if properly cited. Commercial and full text reproductions are strictly forbidden.

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**O CANAL DE TOMADA DE RISCO DA POLÍTICA MONETÁRIA:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL***

Guilherme Leite Paiva**

Doutorando em economia no INSPER. Contato: guilhermeleitepaiva@gmail.com.

Mauro Sayar Ferreira

Professor do Departamento de Economia da UFMG e do Cedeplar. Contato: mferreira@cedeplar.ufmg.br.
Av. Antônio Carlos, 6627 – FACE – Sala 3062, Belo Horizonte, MG – Brasil, CEP: 31.270-901.

**CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
2019**

* 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.

** Agradeço o apoio financeiro recebido pelo CNPq durante a realização do mestrado.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	6
1.1. Teoria	7
1.2. Evidências do canal de tomada de risco	8
2. BASE DE DADOS E CARACTERÍSTICAS RELEVANTES	11
2.1. Variáveis e descrição dos dados	13
2.1.1 Métricas de risco	13
2.1.2. Demais Variáveis	15
3. ESTUDO EMPÍRICO	18
3.1. Metodologia	18
3.2. Resultados	21
3.2.1. Efeitos da política monetária	26
3.2.2. Características bancárias	27
3.2.3. Controle e liquidez internacional.....	28
4. ROBUSTEZ	28
4.1. Alteração da metodologia.....	29
4.2. Medida de política monetária e características bancárias adicionais.....	29
4.3. Excesso de empréstimo e persistência da situação da política monetária	30
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	31
REFERÊNCIAS	33
Anexos.....	38
APÊNDICE B.....	39

RESUMO

A teoria monetária e os canais de transmissão da política monetária estão em constante evolução teórica. Com a crise financeira internacional de 2008/2009, o canal de tomada de risco ficou em evidência. Este canal de transmissão relaciona o efeito da política monetária com a disposição das instituições financeiras em alterar o perfil de risco do seu balanço. Este estudo investiga se este é um canal ativo para a economia brasileira. Usando base de dados e estratégia de identificação ainda não exploradas para o Brasil, constata-se que no período de 2001 a 2016: i) o canal de transmissão de tomada de risco não esteve em pleno funcionamento; ii) a relação da assunção de risco com as características individuais das instituições financeiras conforma-se como previsto pela teoria e com os fatos estilizados reportados para economias desenvolvidas. Também são testadas hipóteses teóricas com relação ao comportamento das instituições financeiras frente a um aumento da liquidez internacional e quando expostas a um aumento excessivo dos empréstimos bancários.

Palavras chaves: política monetária; economia bancária; canal de tomada de risco; instituições financeiras

JEL code: E44; E51; E52; E58.

ABSTRACT

Monetary theory and the transmission channels of monetary policy are in constant theoretical evolution. With the 2008/2009 financial crisis, the risk-taking channel became relevant. This transmission channel relates the effects of monetary policy to the willingness of financial institutions to change the risk profile of their balance sheet. We investigate whether this has been an active channel for the Brazilian economy from 2001 to 2016. Relying on database and identification strategy not yet exploited for Brazil, we verify that: i) the risk-taking channel was not in full operation; and ii) the risk-taking attitude relates to individual financial institutions' characteristics as predicted by theory and in line with stylized facts reported for developed economies. We test theoretical hypotheses regarding the behavior of the financial institutions when faced with increase in international liquidity and when exposed to excessive augment in bank lending.

Keywords: monetary policy; banking; risk-taking channel; financial institutions

JEL code: E44; E51; E52; E58.

1. INTRODUÇÃO

Após a crise internacional de 2008/2009 (grande recessão), pesquisadores e formuladores de políticas públicas passaram a discutir¹ se o período pré-crise, especialmente de 2001 a 2007, apresentou excessiva flexibilização da política monetária (PM) a ponto de contribuir para a crise. A abstração por detrás 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, preterindo ativos mais seguros. Borio e Zhu (2012) rotularam essas possibilidades como o canal de tomada de risco (CTR), sendo parte integrante do canal do crédito da política monetária². 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 encontra-se 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. Além disso, o uso de novas medidas de risco e novos controles, consideração sobre a situação da PM e a extensão do período avaliado, de 2001 a 2016, contribuem para o caráter inédito do estudo. Nossos resultados não são unânimes quanto à presença do CTR, mas evidências quanto à sua existência são observadas. Também constata-se que a assunção de risco correlaciona-se com características das instituições financeiras (IFs), conforme previsto pela teoria e 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 desbalanceado das IFs brasileiras com frequência trimestral. 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 Marquez-Ibanez (2014).

Vale ressaltar que os resultados obtidos 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 apontam para a existência do CTR, mesmo não sendo um resultado consensual. Há, contudo, resultados recorrentes. Primeiramente, as características bancárias são relevantes para determinar a assunção de risco, embora as direções também não sejam unânimes. Daí a relevância de se testar a influência dessas características ao avaliar a presença do CTR. Além disso, o impacto da PM no risco parece depender do momento em que o empréstimo é concedido: o CTR estaria plenamente ativo para novos empréstimos, mas uma PM expansionista pode reduzir o risco de crédito dos empréstimos concedidos anteriormente à política, uma vez que passam a ter menores encargos financeiros e melhores condições de refinanciamento. A mesma lógica, mas inversa, ocorre quando há contração da PM.

¹ Taylor (2009), Calomiris (2009) e Allen e Carletti (2010) foram alguns dos autores que destacaram o papel política monetária como circunstância para a grande recessão.

² Borio e Zhu (2012) observam que o CTR não é um canal de transmissão principal, mas que o desprezo por ele pode resultar em diagnóstico incompleto dos efeitos da PM.

1.1. Teoria

Várias teorias e evidências empíricas justificam a existência do CTR. A relação entre ciclos econômicos e assunção de riscos bancários foi discutida por Borio et al. (2001), Ruckes (2004), Dell’Ariccia e Marquez (2006) e Jiménez e Saurina (2006). Segundo esses autores, os riscos se elevariam em períodos de expansão da atividade econômica e reduziriam no período de recessão, sendo assim pró-cíclico. Borio *et al.* (2001) credita esse comportamento à miopia das instituições financeiras que subestimam riscos em momentos de expansão. Em linha similar, Dell’Ariccia e Marquez (2006), Ruckes (2004) e Jiménez e Saurina (2006) enfatizam a deterioração na triagem de projetos em fases expansionistas do ciclo econômico. Ruckes (2004) ainda considera que o padrão de concorrência bancária influencia os custos de triagem, enquanto Jiménez e Saurina (2006) abordam o papel da exigência de colateral.

Holmstrom e Tirole (1997), Keeley (1990) e Dell’Ariccia e Marquez (2006) não vinculam a assunção de risco aos ciclos ou à PM, mas contribuem ao associar a estrutura de mercado com características bancárias. Holmstrom e Tirole (1997) recorrem à teoria de “mais pele em jogo” (*more skin in the game*) para explicar por que bancos mais capitalizados assumiriam menos riscos. Com mais “pele” em jogo, a propensão a assumir riscos seria menor, existindo também mais incentivo ao monitoramento, o que demanda mais recursos. Keeley (1990) e Dell’Ariccia e Marquez (2006) mostram que mercados mais competitivos resultam em menor valor de mercado dos bancos, elevando suas propensões a assumir mais riscos.

Rajan (2006) discute o mecanismo do CTR na presença de política monetária expansionista prolongada. Quando há contratos com taxas pré-fixadas ou compensação a gerentes de fundos que superem as taxas nominais, taxas de juros mais baixas incentivariam a busca por retornos mais altos³ e alocação em ativos mais arriscados. Esse comportamento é respaldado por evidências empíricas, como as de Amato (2005), que observou menor aversão ao risco quando a PM é mais expansionista⁴. Já Diamond e Rajan (2009) mostram como a “demora” para subir as taxas de juros também cria incentivos para que bancos retenham ativos mais arriscados.

Borio e Zhu (2012) desenvolvem formalmente o conceito do CTR, sendo definido como o impacto das mudanças da PM na composição de risco nas carteiras e balanços das IFs. Segundo os autores há ao menos três canais que ativam o CTR: i) impacto das taxas de juros na precificação de ativos⁵, rendas e fluxos de caixa; ii) relação entre taxas de mercado e as metas de retorno das IFs, resultando em “busca por rendimento”; e iii) políticas de comunicação e função de reação do banco central, que podem estimular ou atenuar a assunção de risco dependendo das sinalizações na autoridade monetária⁶.

³ O fenômeno se enquadra dentro da literatura de deslocamento de risco (*risk-shifting*), este sendo a transferência do risco de um grupo para outro. Mais comumente, é entendido quando um administrador toma decisões de investimentos excessivamente arriscados, que maximizam seu retorno e/ou os dos acionistas em detrimento dos interesses dos emprestadores.

⁴ Os resultados encontrados por Amato (2005) dizem respeito ao mercado americano de CDS no período de 2002 a 2005.

⁵ A ideia de que políticas monetárias podem afetar a precificação de ativos não é nova. Por exemplo, Allen e Gale (2007) desenvolvem um modelo em que problemas de agência e deslocamento de risco afetam a precificação e incentivam os tomadores de empréstimo a investirem em ativos mais arriscados, contribuindo para formação de bolhas financeiras com consequências para a economia real.

⁶ Este comportamento é explicado pelo efeito de seguro (*insurance effect*). Um exemplo deste efeito é quando os agentes antecipam que o BC vai flexibilizar a PM e assumem mais risco *ex-ante*.

Adrian e Shin (2008, 2009, 2010a, 2010b) discutem como a liquidez e a alavancagem reagem à PM e ao ciclo de negócios. Para eles, o comportamento da alavancagem é constante ou pró cíclico. Frente a subidas nos preços de ativos, as IFs elevam suas dívidas e seus próprios ativos, não expandindo o capital próprio. Assim, o nível de alavancagem anterior é reestabelecido ou mesmo ampliado, o que confere à PM importante papel indutor desse processo. Tendo em vista esse comportamento, Acharya e Naqvi (2012) argumentam que a autoridade monetária deveria conduzir uma política de opor-se à liquidez (*leaning against liquidity*), isto é, fazer uma contração na PM em períodos de excesso de liquidez⁷.

Angeloni, Faia e Duca (2015) e Dell’Ariccia, Laeven e Marquez (2014) focam a discussão na estrutura de financiamento das IF’s. Os primeiros desenvolvem um modelo onde a expansão monetária reduz o custo de financiamento de curto prazo em relação ao capital próprio (considerado menos arriscado), elevando a alavancagem, a volatilidade e a probabilidade de corridas bancárias⁸.

Dell’Ariccia, Laeven e Marquez (2014) reconhecem haver maior propensão a assunção de risco em ambientes de maior liquidez, mas notam que, diante da impossibilidade de se alterar a estrutura de capital, juros menores podem gerar resultados distintos dependendo do nível de capitalização dos bancos: os mais capitalizados diminuem seu monitoramento e aumentam a tomada de risco, enquanto os menos capitalizados agem de forma oposta. Essa possibilidade opõe-se à teoria de “mais pele em jogo” de Holmstrom e Tirole (1997).

1.2. Evidências do canal de tomada de risco

A seguir são apresentados resultados empíricos sobre o CTR. Vale observar que sua identificação 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.

Economias desenvolvidas

Altunbas, Gambacorta e Marques-Ibanez (2014) investigam o CTR utilizando balanços bancários e o *expected default frequency* (EDF), que é uma medida de risco que foca o futuro e é computada pela agência de classificação de risco Moody’s KMV⁹. Utilizam dados de mais de 600 bancos dos Estados Unidos e da Europa para o período compreendido de 1998 a 2008. Verificam elevação do EDF quando a taxa de juros situa-se abaixo de um determinado limiar e que o canal é reforçado em longos períodos de flexibilização monetária. Maddalloni e Peydró (2011) também

⁷ Outros artigos que desenvolveram modelos teóricos compatíveis com o CTR são: Dubecq, Mojon, Ragot (2009), Cociuba, Shukayev, Ueberfeldt (2011), Valencia (2014) e González-Aguado, Suarez (2015).

⁸ Estudos sobre fluxo de capitais e relação dos sistemas bancários entre países foram outro ramo para o qual o desenvolvimento teórico do CTR contribuiu. Esses avanços embasam novas hipóteses sobre as relações entre a PM em economias centrais, fluxo de capitais, liquidez global, câmbio e tomada de risco nas economias periféricas (Bruno e Shin, 2015a, b).

⁹ O uso do EDF é justificado pelos autores por se tratar de uma medida que foca no futuro (*forward looking*) e ter sido regularmente considerada por agentes econômicos, inclusive bancos centrais, para monitorar a saúde das instituições financeiras.

verificam maior relaxamento nos padrões de empréstimos quando a situação da PM é mais expansionista¹⁰. Também focando em novos empréstimos, Aramontes, Lee e Stebunovs (2015) apresentam evidências consistentes com o CTR para os Estados Unidos após a crise financeira internacional (2010 a 2013)¹¹.

Michalak (2011) analisa a relação entre competição bancária, estabilidade financeira e CTR dos bancos do oeste europeu entre 1997 a 2008. Verifica que a influência da competição bancária varia com a medida utilizada. Pelo indicador de Boone, uma maior competição em empréstimos agrava a tomada de risco, o que estaria compatível com a procura por taxas de rendimento. Contudo, análises pelo índice de Lerner apontam em diferença oposta.

De Nicolò *et al.* (2010) recorrem à capitalização dos bancos como estratégia de identificação. Notam a possibilidade de existência de duas forças opostas para o CTR, uma pelos mecanismos discutidos por Borio e Zhu (2012), que implica em relação negativa entre PM e assunção de risco, e outra pelo mecanismo de deslocamento de risco que leva a uma relação positiva. A primeira força deveria se sobrepor à segunda para bancos mais capitalizados, enquanto o contrário deveria ocorrer para bancos menos capitalizados. Isto porque a hipótese de deslocamento de risco está estreitamente ligada aos problemas de limitação de responsabilidade, mais presentes em bancos com maior alavancagem. Exercícios para os Estados Unidos evidenciaram correlação negativa entre a PM (situação ou seu nível) e a assunção de risco, sendo esta relação menos expressiva para bancos com menor capitalização, como enfatizado pela teoria.

Artigos utilizando dados de balanço bancários, como em Delis e Kouretas (2011), são mais símeis ao nosso. Os autores encontram, para dezesseis economias da área do Euro no período de 2001 a 2008, relação inversa entre taxa de juros de política monetária (e também sua variação) e métricas de risco bancário¹². A magnitude dessa relação, contudo, é menor para bancos mais capitalizados.

Delis e Brissimis (2010) e Delis, Hasan e Mylonidis (2011) também utilizam dados de balanços bancários para avaliar o CTR. Os primeiros analisam bancos dos EUA e do oeste europeu entre 1994 e 2007, enquanto os segundos focam em bancos americanos nas décadas de 1990 e 2000. Delis, Hasan e Mylonidis (2011) sugerem que uma situação da PM expansiva reduz a assunção de risco no curto prazo, pois juros menores facilitam as condições para se honrar empréstimos já concedidos, reduzindo o risco total em um primeiro momento. Porém, em momento seguinte, há elevação de risco, uma vez que a flexibilização monetária induz a uma piora nos padrões dos novos empréstimos, estando assim alinhada com a CTR. Delis e Brissimis (2010) encontram uma relação (marginalmente) negativa entre política monetária e risco de crédito, sendo que as respostas dos bancos são bastante homogêneas, não diferindo com nível de liquidez, capitalização e poder de mercado.

¹⁰ Classificam a situação da política monetária como expansionista ou contracionista, tendo como referência os resíduos de uma regra de Taylor que estimam.

¹¹ Os autores focam em empréstimos “sindicalizados” (*syndicated loans*), que são providos por um grupo de credores que trabalham juntos para financiar um ou poucos tomadores de empréstimo. Geralmente os volumes são expressivos e constitui em forma comum de financiamento corporativo nos EUA e Europa.

¹² 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.

Jiménez *et al.* (2014) utilizam dados para a Espanha de 2002 a 2008 e verificam haver expansão das concessões de empréstimo para todos os tipos de firma quando há redução da taxa de juros de curto prazo. No entanto, os empréstimos crescem mais que proporcionalmente para as firmas consideradas *ex-ante* arriscadas (medida pelo seu histórico de calote). Outro destaque é que o canal de risco apresenta-se mais acentuado para firmas com baixa capitalização¹³.

Dell’Ariccia, Laeven e Suarez (2017) estudam o sistema bancário americano pelas informações desagregadas de pesquisas de empréstimos (período de 1997 a 2011). Encontram resultados favoráveis ao funcionamento da CTR, com evidências de que a assunção de risco dos bancos é negativamente correlacionada com variações nas taxas de juros. Não obstante, em oposição aos indícios de Jiménez *et al.* (2014) e Delis e Kouretas (2011), verificam que bancos mais capitalizados possuem essa relação mais acentuada.

Economias em desenvolvimento

Ioannidou, Ongena e Peydró (2015) estudam o comportamento dos empréstimos na Bolívia entre 1999 a 2003, período em que a economia encontrava-se altamente dolarizada e, assim, a situação da PM era determinada pelas ações do Banco Central dos Estados Unidos (FED). Dessa maneira, a medida de PM era exógena, facilitando o processo de identificação do CTR que provou-se presente durante o período analisado. Particularmente, uma PM expansionista aumentava a chance de firmas consideradas *ex-ante* mais arriscadas (medido pelo seu histórico) obterem novos empréstimos, sendo que esses apresentaram, *ex-post*, maior taxa de calote. Também observam que a PM expansionista diminuía o calote dos empréstimos já concedidos, reduzindo em um primeiro momento o risco total da carteira de financiamento das instituições financeiras. Além disso, bancos mais líquidos, com menos acesso a fundos financeiros internacionais e menos capitalizados assumiam mais risco quando os juros estavam mais baixos.

López, Tenjo e Zárate (2011, 2012) também encontram evidências favoráveis à CTR na Colômbia, onde uma PM expansiva aumenta o apetite de risco dos bancos, mas, ao mesmo tempo, diminuiu o risco de empréstimos concedidos anteriormente à flexibilização monetária. Verificam que quanto menor e menos capitalizada for a IF, maior o efeito da PM expansionista. Geršl *et al.* (2015), para a República Tcheca e recorrendo ao registro de crédito do país, encontram resultados similares aos da Bolívia e Colômbia usando “análise de sobrevivência” (*survival analysis*), em que o impacto da PM é diferente entre empréstimos antigos e novos. Porém, os resultados desta pesquisa divergem dos outros com relação às características bancárias, com bancos mais líquidos concedendo empréstimos menos arriscados. Além disso, análises via *probit* não corroboram o canal de tomada de risco.

A partir de bases de dados de balanços bancários, o CTR também foi investigado para as economias do centro e leste europeu, para a China e para a Turquia. Kouretas e Tsoumas (2013) não encontram evidências da existência do CTR para as economias do leste europeu, exceto para a Rússia, porém com evidências conflituosas dependendo da medida de risco utilizada. No caso chinês, Nguyen

¹³ Além deste estudo, outras evidências empíricas foram verificadas utilizando dados de registro de crédito, destacando-se os trabalhos de Gagli e Valderrama (2010) para a Áustria, Bonfim e Soares (2014) para Portugal e Karapetyan (2016) para Noruega.

e Boateng (2015) não encontram um CTR ativo ao usarem o excesso de reservas voluntárias das IF's como métrica de risco. Para a Turquia, os resultados de Özşuca e Akbostanci (2016), que usam informações sobre empréstimos novos e antigos, favorecem o CTR, sendo que o impacto da PM depende das características bancárias.

Brasil

A literatura brasileira sobre o CTR se concentra 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 (2014) investigam, a partir de dados agregados, o efeito da comunicação e credibilidade do Banco Central, terceiro mecanismo enfatizado por Borio e Zhu (2012).

Tabak, Laiz e Cajueiro (2010) usam microdados de balancetes bancários¹⁴ para analisar o comportamento dos empréstimos e tomada de riscos frente a variações da PM. Os resultados não são consensuais a respeito da CTR, variando conforme a medida de risco adotada. Barroso, Souza e Guerra (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.

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. No apêndice são apresentados detalhes sobre as fontes de dados usadas, além de diversas tabelas contendo resultados dos exercícios de robustez.

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.data¹⁵. As informações do COSIF (Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional) são coletadas mensalmente pela autoridade monetária por uma planilha de informações que é preenchida por diversas instituições do SFN (bancos comerciais, múltiplos, de investimento, cooperativas, entre outras). Elas 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

¹⁴ Bischoff (2015), também usando dados de balancetes, fez uma avaliação geral entre a relação da taxa de juros e dos riscos bancários. No entanto, não se concentrou nas questões do canal de tomada de risco. Apesar disso e de outros problemas de adequação da metodologia, alguns de seus resultados foram coerentes com a teoria do CTR.

¹⁵ Desde 2014 o IF.data substituiu a base TOP50, aumentando as instituições contempladas e as informações sobre as mesmas. Portanto, para simplificar trata-se as duas bases como TOP50.

nível de detalhamento¹⁶. Os dados do TOP50 são publicados trimestralmente para as maiores instituições do SFN, sendo estes derivados da própria base COSIF, porém mais detalhados. Somente há desagregação da classificação da carteira de crédito na COSIF, enquanto que a variável de índice de Basileia é da base TOP50. Portanto, o painel foi formado unindo informações dessas bases. A construção se inicia pelos dados da COSIF, os quais são mais abrangentes¹⁷, e são posteriormente complementados com os dados do TOP50. Quando disponíveis, usa-se sempre dados das contas consolidadas.

A amostra vai de março de 2000 a dezembro de 2016, totalizando 68 trimestres. Contudo, os exercícios inciam-se com dados de março de 2001 para que as informações sobre risco da carteira já estivessem sendo divulgadas pelas instituições financeiras. Especificamente, 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. A frequência trimestral é compatível com as pesquisas empíricas do CTR, que apresentam desde frequências mensais até anuais.

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 (incluindo a Caixa Econômica Federal) e de investimento, excluindo os bancos de desenvolvimento.¹⁸ Para reduzir algum viés de seleção de sobrevivência, bancos que faliram permanecem na amostra até o momento em que a conta do patrimônio líquido fica negativa ou zerada. Em caso de fusões, cisões e aquisições, segue-se a solução da própria base COSIF: uso de unidades observacionais diferentes antes da data da junção e mesma unidade observacional após esta data, utilizando o CNPJ do banco resultante. 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. Após os recortes, a base inicial contendo 283 IFs e 12567 observações ficou com 184 IFs e 8249 observações. O número de instituições por trimestre varia de 114 a 136 ao longo da amostra, com média de 129 IFs.

¹⁶ Para mais informações, consultar as normas da COSIF em <http://www3.bcb.gov.br/aplica/cosif>. O número e nome das contas extraídas se encontram no apêndice B.

¹⁷ Enquanto a base COSIF apresenta dados para todos os bancos individuais e conglomerados, a TOP50 e IF.data só apresentam para bancos individuais que não participam de conglomerados e para os conglomerados.

¹⁸ Como ressaltado na literatura brasileira de empréstimos bancários, este segmento possui grande relevância de recursos direcionados e subsidiados em suas carteiras. Isto pode influenciar no comportamento de assunção de risco e viesar este exercício sobre o CTR.

2.1. Variáveis e descrição dos dados

2.1.1 Métricas de risco

A tolerância ao risco das IFs é uma variável não observável, por isto recorre-se a *proxies*. Quatro medidas¹⁹ foram selecionadas, 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 de Basileia (*IB*). Enquanto *NPLr* e *Exp* medem fundamentalmente o risco de crédito, *Z-score* e *IB* captam um risco bancário mais abrangente.²⁰

Desde 2000, com a publicação da resolução 2682, as IFs no Brasil são obrigadas a classificar suas operações de crédito em nove categorias de risco, de AA até H. 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. Somando os empréstimos classificados de E até H, tem-se o *NPL*, sendo o *NPLr* formalmente definido da seguinte maneira:

$$NPLr_{it} = NPL_{it} / \text{Crédito total}_{it}$$

O NPL_{it} é o valor total dos empréstimos atrasados acima de 90 dias na instituição i no instante t , que é avaliado como proporção do estoque de *Crédito total* da instituição i em t . Estes empréstimos estão em calote ou perto disso, sendo a probabilidade de recuperação menor após esse intervalo. O *NPLr* é, assim, uma *proxy* para risco de crédito da instituição.

A resolução 2682 também definiu uma provisão mínima obrigatória para cada categoria de classificação de crédito.²¹ A partir dessa informação é possível computar a métrica de risco *Exp*, ou excesso de provisão²², definida da seguinte maneira:

$$Exp_{it} = (\text{Prov.}_{it} - \text{Prov. requerida por lei}_{it}) / \text{Credito Total}_{it}$$

Prov._{it} é o montante provisionado pela instituição i no instante t e $\text{Prov. requerida por lei}_{it}$ é o montante mínimo de provisão definido legalmente para cada instituição i em t . A hipótese é que as IFs expandem Exp_{it} quando vislumbram maior probabilidade de calote futuro. Trata-se assim de uma percepção *ex ante* do risco.

¹⁹ Não 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. Cada medida é definida distintamente, apresentando vantagens e desvantagens. 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 baseiam-se 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.

²⁰ Tentou-se obter informações sobre o *value at risk* (VaR) que as instituições financeiras devem reportar ao Banco Central, mas o acesso a essas informações foi negado.

²¹ O percentual mínimo que deve ser provisionado para cada categoria é: 0% para o nível AA; 0,5% para o A; 1% para o B; 3% para o C; 10% para o D; 30% para o E; 50% para o F; 70% para o G; e 100% para o H (Resolução nº 2.682 do Banco Central, de 21 de dezembro de 1999).

²² Esta variável foi criada primeiramente por Araújo (2013) com o nome de “excesso de prudência”. A variável foi incorporada à sua investigação ao canal de empréstimos bancários no Brasil.

Já o *Z-score* da IF i no trimestre t (z_{it}) é definido por:

$$z_{it} = \frac{ROA_{it} + \frac{Pat. Líq_{it}}{Atotal_{it}}}{\sigma(ROA_i)}$$

ROA_{it} é o retorno sobre o ativo de i (lucro líquido dividido pelo ativo total) em t , e σ é o desvio padrão do retorno sobre o ativo do banco i para todo o período da amostra.²³ O termo $Pat. Líq_{it}/Atotal_{it}$ mede o nível de capitalização, e capta a saúde do balanço bancário, essa definida pela razão entre patrimônio líquido ($Pat. Líq_{it}$) e ativo total ($Atotal_{it}$). Quanto menor o *Z-score*, maior é o risco bancário, pois cai quando a variabilidade de seus retornos aumenta ou quando o nível de capitalização e/ou retorno reduzem.

O índice de Basileia (*IB*) é a quarta medida de risco, sendo um requerimento mínimo de capital baseado em recomendações internacionais emitidas pelo comitê de supervisão bancária do BIS (*Bank for International Settlements*). É computado da seguinte maneira:

$$IB_{it} = \frac{Patrimonio\ de\ Referência\ (PR)_{it}}{Ativos\ Ponderados\ pelo\ risco\ (RWA)_{it}}$$

O patrimônio de referência (PR_{it}) é o capital disponível do banco, referindo-se essencialmente ao valor do patrimônio líquido ajustado, ou seja, somado a outros valores contábeis disponíveis que se relacionam com o patrimônio, como saldo das contas de resultado credoras e devedoras, reservas para suprir deficiência de capital e de contingência, créditos tributários específicos, instrumentos híbridos de capital e dívida, entre outros. Já o ativo ponderado pelo risco (RWA_{it}) é uma abordagem padronizada para se calcular a exposição ao risco de um banco, sendo dividido em três partes: risco de crédito, risco de mercado e risco operacional.²⁴ Assim, o *IB* determina quanto de capital os bancos devem reservar para cobrir riscos de seus empréstimos ou problemas operacionais. Quanto maior for, menor é o risco do banco ter problemas em honrar seus compromissos. No Brasil, o Banco Central exigia um *IB* mínimo de 11% durante o período analisado.

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, uma vez que, para as duas primeiras, quanto mais alto seu valor maior o risco, enquanto que para a última o inverso acontece. Correlação positiva também ocorre entre *IB* e *Z-score*, já que ambas se elevam com maior risco. 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 próxima de zero (0.0202), o mesmo ocorrendo com correlação negativa entre *IB* e *ExP* (-0,0455).

²³ O σ também foi medido com uma janela móvel de três anos para captar mudanças no padrão de volatilidade. Não houve alteração substancial dos resultados.

²⁴ O modelo de cálculo mais recente do *PR* e do *RWA* podem ser obtidos no site do BCB: <http://www.bcb.gov.br/nor/basileia/Regulacao-Prudencial.asp>

TABELA 1
Correlação entre as variáveis de risco

Medidas de risco ¹	NPLr	ExP	Z-score	IB
NPLr	1			
ExP	0.1664	1		
Z-score	-0.1175	-0.0379	1	
IB	0.0202	-0.0455	0.1620	1

Fonte: Elaboração do autor. ¹Devido à construção das variáveis de risco o número de observações para as correlações se altera; n = 8249 para NPLr, ExP e Z-score e n = 6491 para IB.

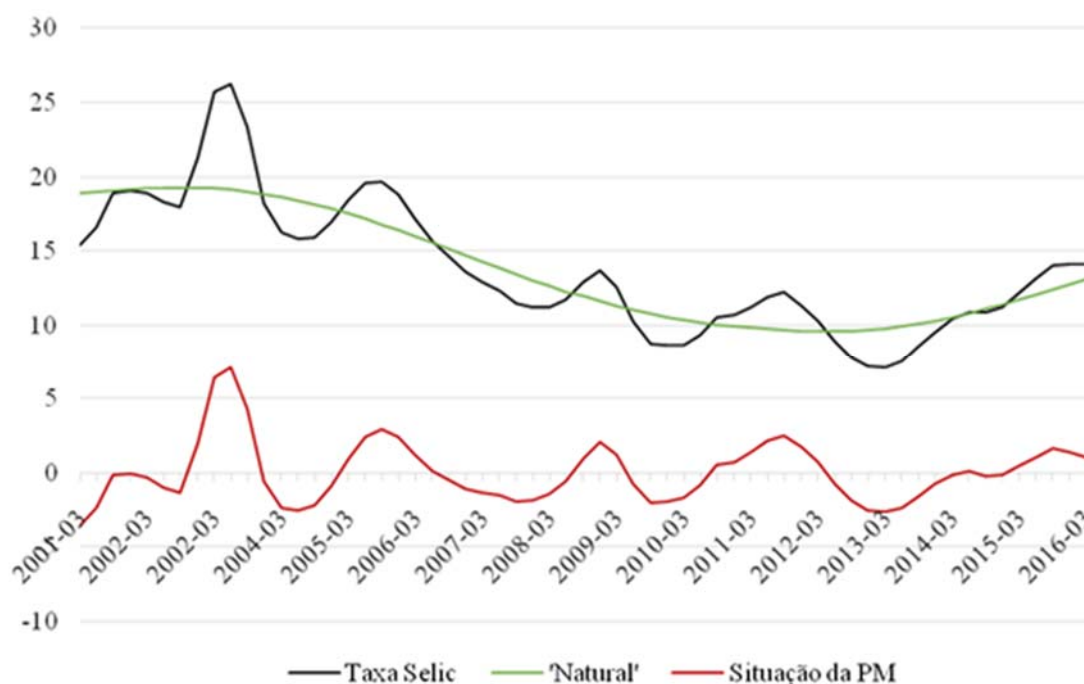
2.1.2. Demais Variáveis

Duas medidas de política monetária são usadas: i) a taxa nominal²⁵ de juros Selic anualizada (série 4189, BCB) e ii) a situação da PM, sendo esta a distância entre esta taxa Selic e o componente de tendência da mesma, construído através do filtro de Hodrick-Prescott (HP). A variável resultante foi utilizada para verificar ciclos de expansão ou contração da PM em relação à uma estimativa da taxa “natural”, que seria a tendência estimada pelo filtro 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. Assim, desvios dessa tendência aproximam a teoria dos exercícios.

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, bem maiores aos vigentes em economias desenvolvidas para onde exercícios similares foram realizados.

²⁵ Ressalta-se também que a 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 alta, de mais de 0,90.

FIGURA 1
Taxa Selic, tendência estimada e situação da política monetária



Fonte: Elaboração própria. A medida de situação da política monetária é calculada por um filtro HP com parâmetro (λ) de suavização seguindo a regra de Ravn-Uhlig e estimada no Stata14.

Outras variáveis de controle usadas nas regressões são: tamanho (logaritmo do ativo total), liquidez (ativos líquidos dividido pelo ativo total) e capitalização (razão entre patrimônio líquido e ativo total). Como explicitado na revisão bibliográfica, há razões para supor que a assunção de risco dependa dessas características, não havendo consenso quanto aos sinais. Também foi considerada uma medida de eficiência (receita operacional total por despesa operacional total) e outra de rentabilidade (lucro, antes do imposto, dividido pelo ativo total).

Foram usadas características qualitativas pouco explorados pelo CTR, mas populares na literatura do canal de crédito²⁶. Em relação ao controle, podem ocorrer três situações: bancos sob controle público, bancos sob controle privado nacional e bancos sob controle privado estrangeiro. Outra variável categórica foi se a IF participa ou não de conglomerado financeiro. Na amostra do exercício, aproximadamente 29% participa de conglomerado, 9% são públicas e um terço estão sob controle estrangeiro.

A variação percentual 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 usadas para captar o ciclo macroeconômico da economia. Conforme De Nicolò *et al.* (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

²⁶ Ioannidou, Ongena e Peydró (2015) foi o único trabalho, do nosso conhecimento, que empregou algumas dessas características para o CTR.

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 separar os efeitos do acelerador financeiro dos do CTR. Portanto, quer-se controlar para mudanças na renda, valor de mercado e colateral dos devedores. Isto é, tanto o uso das variáveis macroeconômicas, como das características bancárias têm o propósito de desvencilhar o canal de risco dos outros canais de contágio (Altunbas, Gambacorta, Marquez-Ibanez, 2014).

Duas importantes medidas de risco agregado foram usadas: o VIX e o EMBI-BR+. A primeira, computada pelo Chicago Board Options Exchange (CBOE), é uma medida de risco do mercado financeiro internacional. Já a segunda, computada pelo bando de investimento JPMorgan Chase, é uma estimativa do risco soberano brasileiro. Segundo Rajan (2006) e Bruno e Shin (2015a, b), medidas de risco macroeconômico são relevantes para explicar o comportamento de assunção de risco das IFs em diferentes estágios do ciclo. Baseando-se em Acharya e Naqvi (2012), ressaltam que baixas taxas de juros em economias avançadas podem levar a um aumento de liquidez e, conseqüentemente, aumento do risco em economias menores. Portanto, seleciona-se como controle a taxa básica de juros americana (taxa FED de curto prazo). Em resumo, a inclusão dessas e outras variáveis de controle de condições macro objetivam filtrar efeitos dos ciclos na assunção de risco, colaborando para mitigar algum viés de omissão de variável.

A Tabela 2 contém as estatísticas descritivas das covariadas utilizadas nas principais regressões. Há alguns destaques. O primeiro é que todas as *proxies* de risco são assimétricas à direita, apresentando a média menor que a mediana e com máximos bem superiores ao terceiro quartil. O valor máximo de 141 para o *NPLr* é superior ao teto esperado de 100. Isto ocorre porque algumas observações têm a classificação total da carteira acima do crédito total no balanço. Estas observações são exceções e, apesar deste fato, estas IFs mantêm uma classificação consistente da carteira. A mediana igual a zero para *Exp* indica que em metade da amostra as IFs não apresentam excesso de provisão, indicando tendência a evitar provisionamento acima do requerido pela lei, uma vez que se trata de uma estratégia custosa à instituição.

Quanto às variáveis macroeconômicas, nota-se a diferença entre o IPCA e a expectativa do IPCA. Isto ocorre porque o primeiro é o índice para o trimestre usado para deflacionar as variáveis do balanço, enquanto que o segundo é a variação trimestral da expectativa para os próximos doze meses. Além disso, observa-se a semelhança entre a expectativa over-Selic com a taxa Selic para o período, inclusive para as situações da PM extraídas pelo filtro HP. Um quadro resumo contendo fonte, definições e forma de cômputo de todas as variáveis se encontra no apêndice A. Já no apêndice B são apresentadas as contas COSIF utilizadas. Ressalta-se que para a amostra que usa *IB* como medida de risco (TOP50), as composições das características se alteram marginalmente por causa do nível de detalhamento da amostra.

TABELA 2
Estatística descritivas das variadas (2001-T1 a 2016-T4)

VARIÁVEL	N	Média	Min.	1° Quartil	Mediana	3° Quartil	Máx.	Desvio Padrão
NPLr	8249	6,310	0	1,297	3,690	7,378	141,0	9,528
ExP	8249	0,436	-8,637	0	0	0,303	60,20	1,445
Z-score	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 ¹	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	0,560	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

Fonte: Elaboração do autor.¹A amostra para a *proxy* de risco IB é mais restrita, já que o índice não é publicado para todas as IF's.

3. ESTUDO EMPÍRICO

3.1. Metodologia

Foi utilizado painel dinâmico com estratégia de estimação por GMM proposta por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e popularizada por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bove (1995) e Blundell e Bond (1998). O método possibilita corrigir o problema de endogeneidade discutido por Nickell (1981) em painéis dinâmicos. Em um painel dinâmico, a defasagem do regressando é covariada. Como o regressando é função do termo de erro, a covariada também será, induzindo ao problema de endogeneidade (BALTAGI, 2005), causando viés e inconsistência dos estimadores tradicionais de painel, como efeitos fixos, aleatórios ou MQG. A solução dada, dentro do estimador de GMM, é utilizar defasagens do regressando como variáveis instrumentais para o mesmo (Anderson e Hsiao, 1981 e 1982).

A utilização de defasagens (em nível e/ou primeira diferença) das covariadas como instrumentos permite contornar a questão da endogeneidade de outras covariadas (Blundell e Bond, 1998). *A priori* pode existir relação de causalidade dupla entre a PM e a assunção de risco, basta que o Banco Central tenha a estabilidade financeira dentre seus objetivos. Pela Lei 4.595, de 31 de dezembro de 1964, um dos objetivos do banco central é “zelar pela estabilidade e promover o permanente aperfeiçoamento do sistema financeiro”. Sendo assim, considerou-se esta possibilidade no modelo, mesmo sabendo que no período analisado a atuação do BC via juros visava cumprir as exigências estabelecidas pelo regime de metas inflacionárias. O uso da situação da PM via filtro HP também é outro meio de reduzir o potencial problema da endogeneidade (Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez, 2014). Sem embargo, outros regressores empregados são ponderados pela literatura como potencialmente endógenos à assunção de risco e apresentam mais um problema de identificação, como é o caso da capitalização, eficiência e rentabilidade e, portanto, faz-se uso dos instrumentos apropriados e permitidos pelo método nestes casos (Delis e Kouretas, 2011).

O estimador GMM permite obter coeficientes consistentes e não viesados, desde que os modelos não possuam autocorrelação de segunda ordem e que os instrumentos sejam válidos, o que é testado através do teste de autocorrelação de Arellano e Bond. A validade dos instrumentos é avaliada pelos testes de sobreidentificação de Sargan e de Hansen. A hipótese nula de ambos é que os instrumentos utilizados são não correlacionados com os resíduos, ou seja, as restrições de sobreidentificação são válidas. No entanto, ambos os testes possuem desvantagens, especialmente em painéis com elevado horizonte temporal (T). Segundo Baltagi (2005), à medida que T aumenta o teste de Sargan fica subdimensionado e com baixo poder, podendo nunca rejeitar a hipótese nula a partir de certo T . Além disso, o teste não é robusto à heterocedasticidade. Já o teste de Hansen é robusto a heterocedasticidade, porém enfraquece na presença de excesso de instrumentos (Roodman, 2009a).

Empregou-se o método de *system* GMM (sGMM) que, dentre outros motivos, permite incluir regressores categóricos que não variam com o tempo (Roodman, 2009b). Outra vantagem do sGMM é que mantém suas propriedades sob a presença de raiz unitária (Delis e Kouretas, 2011), além de ser mais eficiente quando há alta persistência da variável dependente. Uma desvantagem do sGMM sobre o *difference* GMM (dGMM) é que assume hipóteses adicionais sobre o comportamento dos dados e corre-se maior risco de se ter excesso de instrumentos (Roodman, 2009a). Ambos os métodos²⁷ permitem que o termo de erro seja modelado com um comportamento autoregressivo de primeira ordem. Também permitem considerar, se necessário, a heterogeneidade nos dados causada por fatores não observados que afetam as IFs. A equação de referência a ser estimada é:

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

MR_{it} é a medida de risco do banco i no período t e MR_{it-j} suas defasagens usadas para captar a persistência e o ajustamento dinâmico. O uso de painel dinâmico é frequente nos estudos do CTR, pois permite corrigir o viés causado pela elevada persistência na assunção de risco (Delis e Kouretas (2011),

²⁷ É 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 (Roodman, 2009a). Uma dessas complicações é a redução do poder do teste de Hansen, outra é a possibilidade dos instrumentos falharem em expurgar os componentes endógenos. Como enfatizado por Roodman (2009a, b) testou-se a robustez dos resultados reduzindo substancialmente o número de instrumentos utilizando o método de combinação de instrumentos proposto por Roodman (2009b).

Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014), entre outros). 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 utilizadas. A última é considerada expansionista ou contracionista se estiver, respectivamente, abaixo ou acima da tendência estimada pelo filtro HP. Essa medida ajuda a reduzir problemas de endogeneidade entre PM e risco bancário²⁸.

As características bancárias de interesse (tamanho, liquidez e capitalização) são representadas pelo vetor $x_{i,t-1}$, cuja defasagem visa atenuar algum problema de endogeneidade. $Dum_{h,it}$ 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, $Dum_{1,it} = 0$ caso contrário, $Dum_{2,it} = 1$ caso i esteja sob controle público, $Dum_{2,it} = 0$ caso contrário e $Dum_{3,it} = 1$ caso i participe de conglomerado, $Dum_{3,it} = 0$ caso contrário. 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 transmissão²⁹.

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.

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

Para amenizar possível multicolinearidade entre as covariadas de interação com suas variáveis individuais (Delis e Kouretas, 2011), normalizou-se, para cada trimestre, as características individuais em relação às características médias de todas as instituições financeiras analisadas. A fórmula de cada normalização é mostrada a seguir.

$$\begin{aligned} Norm.Tam_{it} &= \ln(Ativo_{it}) - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln(Ativo_{it}) \\ Norm.Liq_{it} &= \frac{Ativos\ Liquidos_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln\left(\frac{Ativos\ Liquidos_{it}}{Ativo_{it}}\right) \\ Norm.Cap_{it} &= \frac{Pat.Líquido_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln\left(\frac{Pat.Líquido_{it}}{Ativo_{it}}\right) \end{aligned}$$

Nessas normalizações, N_t representa o número de instituições financeiras analisadas no trimestre t . 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 então estimada incorporando tais ajustes para interagi-los com a variável de situação da PM.

²⁸ Ver Maddalloni e Peydró (2011), Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014) e Dell’Ariccia *et al.* (2017), entre outros.

²⁹ Optou-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.

3.2. Resultados³⁰

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} . Partindo desta, 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 ($Dum_{c,it}$). A liquidez internacional foi avaliada pela inclusão da taxa de curto prazo estipulada pelo FED.

A escolha de j , defasagens 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 consequente 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, b).³¹

Já a escolha de k , defasagem da política monetária, se deu da seguinte forma: 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 nos valores e significâncias 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.

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: $\{-1 \times \ln(Zscore)\}$ e $\{-1 \times IB\}$. Desta maneira, coeficientes positivos (negativos) indicam impacto também positivo (negativo) na assunção de risco.

Nos resultados apresentados nas Tabelas 3 a 6, o teste Hansen (sobreidentificação) sugere que os instrumentos são válidos a 10% (*p-valor* acima de 0,10). O teste $m(1)$ sugere haver autocorrelação de primeira ordem, enquanto $m(2)$ não indica autocorrelação de segunda ordem, resultados em conformidade com um bom ajuste do modelo³².

³⁰ Todas as estimativas e resultados apresentados neste e nos outros tópicos foram executados utilizando o software estatístico Stata14.

³¹ Para este procedimento utilizou-se a opção “colapsar” (*collapse*) do comando *xtabond2* do software estatístico Stata 14 (Roodman, 2009b).

³² Para um bom ajuste do modelo, espera-se que o teste de autocorrelação de Arellano-Bond, para variação nos resíduos, tenha correlação de primeira ordem, mas não de segunda.

TABELA 3
Resultados da regressão sGMM com a proxy de risco NPLr.
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-1}					-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 ¹	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

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. 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.

TABELA 4
Resultados com 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-1}					-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 ¹	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

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. 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.

TABELA 5
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)
$CicloGap_{t-1}$		-0.155 (0.106)	-0.157 (0.105)	-0.155 (0.105)	-0.161 (0.108)
$CicloGap_{t-2}$		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)				
Tam_{t-1}	-0.0960** (0.0406)	-0.0873** (0.0430)	-0.0843** (0.0420)	-0.0581 (0.0632)	-0.0534 (0.0650)
Liq_{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)
Vix_{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)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0166 (0.0200)	-0.0165 (0.0201)	-0.0166 (0.0202)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.003 (0.0036)	-0.0029 (0.0036)	-0.0029 (0.0036)
$Estrang_t$				-0.0810 (0.180)	-0.0770 (0.180)
$Public_t$				-0.420 (0.267)	-0.439 (0.273)
$Congl_t$				-0.0675 (0.189)	-0.0839 (0.192)
Fed_{t-1}					0.0512 (0.0535)
Cons.	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 IF's	154	154	154	154	154
Número de Instrumento	14	22	24	27	28
Controles macro. p -valor ¹	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

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. 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.

TABELA 6
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** (0.00612)	-0.0132** (0.00631)	-0.0127** (0.00630)	-0.0136** (0.00635)
$CicloGap_{t-2}$		0.0184*** (0.00629)	0.0179*** (0.00626)	0.0173*** (0.00618)	0.0183*** (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-1}					0.00643 (0.00486)
Cons.	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 ¹	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

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. 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.

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 significantes³³, 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 empírica³⁴. Assim, não é possível afirmar que o CTR opera em sua plenitude no Brasil³⁵.

Com relação às características 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 significativo. Para os que foram 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 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. 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 encontra-se relativamente mais aquecida, favorecendo os compromissos dos tomadores de empréstimos.

O Quadro 1 resume, para a primeira e segunda especificação (Tabelas 3 a 6), os sinais e a significância dos coeficientes das combinações lineares das medidas de política monetária. Verifica-se que o canal não foi observado para todas as medidas de risco e de política monetária e, portanto, tem-se um resultado favorável, porém não consolidado, a favor do funcionamento do CTR

QUADRO 1
Resumo dos sinais e significâncias dos coeficientes das combinações lineares das medidas de política monetária

Medidas de risco / medida de Pol. Mon. ¹	Comb. linear $\Delta Selic$	Comb. linear $CicloGap$
$\Delta NPLr$	—	+
$\Delta Zscore$	—**	+
ΔIB	—*	—
ΔExp	—***	+

Fonte: Elaboração do autor. ¹ Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*). Resumo para a primeira e segunda especificação das Tabelas 3 a 6.

³³ Ao longo de todo exercício, sempre que se estiver referindo a resultados significantes ou não significantes, entende-se por significância estatística ao nível de 10% de significância.

³⁴ Inclusive, para a análise das outras especificações, considera-se apenas a situação da PM como a variável da PM.

³⁵ Considera-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.

3.2.2. Características bancárias

De modo geral, bancos maiores e mais capitalizados³⁶ apresentam menor risco, enquanto que os resultados para a liquidez são ambíguos. Além disso, maior participação de capital próprio relaciona-se com menor tomada de risco, conforme sugerido pela teoria de “mais pele em jogo”, talvez por incentivar melhor monitoramento e triagem. Este resultado é similar ao encontrado para países europeus, Estados Unidos e diversos países em desenvolvimento.

A menor assunção de risco pelos bancos maiores pode refletir uma fiscalização mais intensa a que estão sujeitos. Esta justificativa é especialmente relevante para os resultados encontrados para a *proxy* de risco *IB*, diretamente relacionada a marcos regulatórios. Outra possibilidade é que os maiores bancos, por deterem fatia expressiva do mercado, conseguem obter mais receita por serviços prestados. Ressalta-se que para a característica de tamanho, os resultados empíricos na literatura são ambíguos, apresentando, na maioria dos casos, relação negativa com o risco. Nossos resultados para tamanho, capitalização e crescimento da economia são similares aos de López, Tenjo e Zárate (2011, 2012) para a Colômbia.

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, Ongena e Peydró, 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 Quadro 2 resume, para a terceira especificação (Tabelas 3 a 6), os sinais e a significância dos coeficientes das características bancárias e de suas interações com a medida de política monetária.

QUADRO 2
Resumo dos sinais e significâncias dos coeficientes das características bancárias

Medidas de risco / características bancárias ¹	<i>Tam</i>	<i>Liq</i>	<i>Cap</i>	<i>Tam * Ciclo</i>	<i>Liq * Ciclo</i>	<i>Cap * Ciclo</i>
$\Delta NPLr$	—	—	—	—	—*	—
$\Delta Zscore$	—***	—***		+	—	
ΔIB	—**	+***		—	—	
ΔExP	—**	+	—**	+**	—	+

Fonte: Elaboração do autor. ¹Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*). Resumo para a terceira especificação das Tabelas 3 a 6.

³⁶ A variável explicativa de capitalização 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.

3.2.3. Controle e liquidez internacional

IFs pertencentes a conglomerados assumem, em média, mais risco pelas métricas *NPL* e *Exp*. Já instituições sob controle público assumem, em média, mais risco pela métrica *Z-score*, contrapondo-se aos resultados obtidos por Tabak, Laiz e Cajueiro (2010), que também não observam diferença significativa para IFs estrangeiras.

A liquidez internacional, seja medida pelo VIX ou pela taxa de juros de curto prazo dos EUA, não são significativas para assunção de risco pelas IFs operantes no Brasil. Esse resultado também contrapõe-se às evidências apresentadas por Barroso, Souza e Guerra (2016) de que a política monetária exterior afeta o risco sistêmico bancário brasileiro.

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 C1 a C8 do apêndice C contêm os resultados para a amostra pré-crise, 2001-T4 a 2007-T2 ($T = 23$), e outra pós crise, 2010-T1 a 2016-T4 ($T = 28$)³⁷.

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 encontrado³⁸.

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 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, Laeven e Suarez (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.

³⁷ Os anos de 2008 e 2009 não foram considerados dado a dificuldade de se determinar precisamente quando se iniciou e terminou a crise financeira de 2008/2009.

³⁸ Entre 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).

4.1. Alteração da metodologia

Como discutido no início deste capítulo, as metodologias sGMM e dGMM foram propostas para painéis curtos com grande número de indivíduos. Contudo, nossos exercícios são conduzidos para $T=61$ 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 apresentadas nas Tabelas 3 a 6 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 $T=61$ ³⁹.

Para as estimações por IV e efeitos fixos (tabelas C9 a C12), os resultados apresentaram mais evidências favoráveis ao CTR. A combinação linear dos coeficientes de *CicloGap* foi negativa nos modelos para NPLr, IB e 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 uma associação negativa entre liquidez e risco. Isto é, quanto mais (menos) líquida a IF, menor (maior) a assunção de risco, o que é compatível com a teoria de que a maior liquidez reflete maior aversão ao risco.

Outro foco de crítica ao método sGMM para painéis longos é que variáveis instrumentais crescem exponencialmente, reduzindo o poder dos testes de especificação, que podem falhar em expurgar os componentes endógenos. Esta potencial adversidade é contornada nas regressões utilizando uma matriz de variáveis instrumentais reduzida, formada pela combinação dos instrumentos proposta por Roodman (2009b). Realizou-se, também, as mesmas estimações das Tabelas 3 a 6 por sGMM, porém, utilizando a matriz de instrumentos completa (não reduzida). Os resultados salientam os problemas que ocorrem no teste de Hansen: em todas as 20 estimações o p -valor do teste de sobreidentificação de Hansen é exatamente um. Apesar disso, os resultados basicamente não se alteram. Constata-se que para *ExP*, a combinação linear da $\Delta Selic$ mantém-se negativa, mas insignificante; já para *IB*, a combinação linear *CicloGap* torna-se significativa e negativa.

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 Central⁴⁰. As estimações foram feitas numa 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. As novas regressões apresentam resultados qualitativamente similares para os controles macroeconômicos e características bancárias

³⁹ Destaca-se que no caso das análises utilizando sub-amostras, antes e após a crise de 2008/2009, o horizonte temporal é menor (T menor), com 23 e 28 trimestres, respectivamente. Assim, a correção do viés causado pela variável dependente como regressando é essencial e o uso do sGMM é o recomendável.

⁴⁰ É 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 (2008).

(tabelas C17 a C20)⁴¹. No entanto, há evidências desfavoráveis ao CTR no modelo para *Exp*, já que a combinação linear da situação da PM é positiva e significativa, indicando redução (aumento) do excesso de provisão diante a expectativa de uma política monetária expansionista (contracionista).

Avalia-se também a sensibilidade dos resultados se incluídas eficiência e rentabilidade entre as características bancárias (tabela C21). Os efeitos da PM sobre as *proxies* de risco não são alterados. O coeficiente da variável eficiência, medida pela razão entre receitas operacionais e despesas operacionais, foi positivo e significativo para três *proxies* de risco (*NPLr*, *Exp* e *Z-score*), opondo-se à expectativa teórica que relaciona negativamente eficiência e risco (Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez, 2014 e Delis e Kouretas, 2011).

4.3. Excesso de empréstimo e persistência da situação da política monetária

Segundo Jiménez e Saurina (2006), 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. Para tanto, cria-se uma variável categórica de excesso de empréstimo (*Exce_{Emp}*), definida como: $Exce_{Emp,t} = 1$, caso a diferença entre a taxa de crescimento de crédito do banco *i* e o terceiro quartil da taxa de crescimento de crédito de todos os bancos no mesmo período seja positiva; $Exce_{Emp,t} = 0$ caso contrário⁴².

$$\Delta MR_{it} = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} + \varphi Exces_Emp_{i,t-4} + c_o x_{i,t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \theta_h Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Caso o excesso de empréstimo em *t-4* esteja associado à maior tomada de risco, espera-se que o coeficiente φ (equação 3) seja positivo. Após esse controle adicional, as evidências favoráveis ao CTR não se alteraram, mas, pelo contrário, aumentou no modelo para IB, em que a combinação linear do *CicloGap* tornou-se negativa e significativa (tabela C22). Não obstante, o coeficiente φ não foi positivo em nenhuma *proxy* de risco, sendo negativo e significativo para *Exp*, sugerindo que instituições com excesso de empréstimo reduzem o excesso de provisão após um ano.

Segundo a teoria, o CTR seria mais efetivo quanto mais longo for o período em que há flexibilização monetária, como apontam alguns estudos (Maddalloni e Peydró (2011) e Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014)). Gaggli e Valderrama (2010) enfatizam a necessidade de avaliar o efeito de se ter taxas de juros baixas por muito tempo. A especificação da equação 4 é uma extensão que tenta verificar esse aspecto, incorporando a variável *Pers*, definida como o número de trimestres consecutivos em que a situação da PM é expansiva.

$$\Delta MR_{it} = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} + \omega Pers_{i,t-1} + c_o x_{i,t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \theta_h Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

⁴¹ Para o modelo com a *proxy* de risco IB o teste de sobreidentificação de Hansen rejeita, a 10%, a validade dos instrumentos. Porém, deixou-se os mesmos instrumentos do modelo original para se ter a mesma base de comparação.

⁴² Seguimos a sugestão de Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014) e Özşuca e Akbostanci (2016).

Caso a teoria de “*taxas de juros baixas por tempo demais*” esteja presente, espera-se que o sinal de ω (equação 4) seja positivo. Contudo, encontra-se evidências favoráveis a esta teoria apenas no modelo para o *Z-score* (tabela C23), 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 atenuam 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 livres⁴³. Além disso, é possível que a amostra possa sofrer de algum viés de sobrevivência, afinal, algumas IFs saem da amostra por falirem ou porque são incorporadas por outras. Assim, não há razão para acreditar que estas IFs estão sorteadas aleatoriamente com relação ao seu comportamento de assunção de risco.

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

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura dos canais de transmissão da política monetária está em constante evolução. 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. O uso de diferentes medidas de risco, de política monetária e de estratégias de especificação colaboram para iluminar o tema ainda pouco explorado no Brasil.

Embora diversos exercícios apontem para a existência do CTR, os resultados não foram unânimes. Evidências favoráveis 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.

A relação entre características dos bancos brasileiros com a assunção de risco comporta-se conforme por teorias e fatos estilizados reportados para outros países. A saber, as instituições mais capitalizadas assumem menos riscos em concordância com a hipótese de “mais pele em jogo”. Não obstante, as características 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 significativa. Porém, baseando-se na proposta teórica feita por Dell’Ariccia, Laeven e Suarez (2017), estes resultados indicam maior força do CTR pela tomada de risco (*risk-taking*) do que pelo deslocamento de risco (*risk-*

⁴³ Sabendo que a Caixa Econômica Federal e o Bando do Brasil são grandes responsáveis pelos financiamentos direcionados à habitação e ao crédito rural, testou-se os principais resultados deste exercício excluindo tais instituições da amostra. Os resultados não se alteraram de forma relevante (TABELA C24).

shifting). Verificou-se também que os resultados de interação entre a medida da política monetária e as características bancárias se aproximaram muito das encontradas para outras economias da América Latina, como Colômbia e Bolívia.

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

De forma geral, os resultados apresentaram-se bem robustos, tendo sofrido poucas alterações mesmo na presença de variáveis e metodologias alternativas.

Os resultados deste artigo não são suficientes para sugerir alterações na regulação macroprudencial, nem nas diretrizes da condução da política monetária para a economia brasileira. 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.

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 (De Nicolò *et al.*, 2010). Nossos exercícios se abstêm desta investigação, não focando na otimalidade do CTR, apenas tentando verificar a sua existência.

Os exercícios aqui conduzidos apresentaram 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. Extensões diretas desse estudo poderiam utilizar o recolhimento compulsório como medida da PM ou controle. A literatura do canal de empréstimo bancário sugere que o compulsório pode ser relevante para economias emergentes, reduzindo a relevância da taxa de juros. O uso de mais controles, como incorporação de marcos regulatórios e inovações financeiras, e o aumento da amostra, utilizando instituições não bancárias do SFN, são outras formas de extensão do exercício. Informações provenientes do sistema de informação de crédito (SCR) do Banco Central também 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.

Borio e Zhu (2012) e Adrian e Shin (2009, 2010b) sugerem que avanços na securitização e outras inovações financeiras aproximam o mercado de empréstimos de um ambiente em que as precificações são mais frequentes, o que acentua os mecanismos por detrás do CTR. Este argumento teórico ilustra a necessidade de contínua investigação do CTR para a economia brasileira.

REFERÊNCIAS

- ACHARYA, Viral; NAQVI, Hassan. The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle. **Journal of Financial Economics**, v. 106, n. 2, p. 349-366, 2012.
- ADRIAN, Tobias; SHIN, Hyun Song. Financial intermediaries, financial stability, and monetary policy. **FRB of New York staff report**, n. 346, 2008.
- _____. Money, Liquidity, and Monetary Policy. **The American economic review**, v. 99, n. 2, p. 600-605, 2009.
- _____. Financial intermediaries and monetary economics. **FRB of New York Staff Report**, n. 398, mai. 2010.
- _____. Liquidity and leverage. **Journal of financial intermediation**, v. 19, n. 3, p. 418-437, jul. 2010.
- ALLEN, Franklin; CARLETTI, Elena. An overview of the crisis: Causes, consequences, and solutions. **International Review of Finance**, v. 10, n. 1, p. 1-26, 2010.
- ALLEN, Franklin; GALE, Douglas. **Understanding financial crises**. Oxford University Press, 2007.
- ALTUNBASA, Yener; GAMBACORTA, Leonardo; MARQUES-IBANEZ, David. **International Journal of Central Banking**, v.10, n.1, p. 95-135, mar. 2014.
- AMATO, Jeffery D. Risk aversion and risk premia in the CDS market. **BIS Quarterly Review**, dez. 2005.
- ANDERSON, Theodore Wilbur; HSIAO, Cheng. Estimation of dynamic models with error components. **Journal of the American statistical Association**, v. 76, n. 375, p. 598-606, 1981.
- _____. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of econometrics**, v. 18, n. 1, p. 47-82, 1982.
- ANGELONI, Ignazio; FAIA, Ester; DUCA, Marco Lo. Monetary policy and risk taking. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 52, p. 285-307, 2015.
- ARAUJO, Felipe Augusto. **Instituições Bancárias e Transmissão da Política Monetária**: um estudo Microeconômico aplicado ao Brasil. 2014. 76 f. Dissertação (Mestrado em Economia – CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2014.
- ARAMONTE, Sirio; LEE, Seung Jung; STEBUNOV, Viktors. **Risk Taking and Low Longer-term Interest Rates**: Evidence from the US Syndicated Loan Market. Board of Governors of the Federal Reserve System (US), Working paper No. 68, 2015.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- BALTAGI, Badi. **Econometric analysis of panel data**. 3rd. ed. John Wiley & Sons, 2008.

- BARROSO, João; SOUZA, Sergio; GUERRA, Solange. **Systemic Risk-Taking Channel of Domestic and Foreign Monetary Policy**. Central Bank of Brazil, Research Department, Working paper No. 412, 2016.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**, jun. 1999
- BEKAERT, Geert; HOEROVA, Marie; DUCA, Marco Lo. Risk, uncertainty and monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 60, n. 7, p. 771-788, 2013.
- BISCHOFF, Lissandra. **Risco bancário e taxa de juros: estudo empírico em instituições financeiras no Brasil**. 2015. 145 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis UnB/UFPB/UFRN, Universidade de Brasília, Brasília, 2015.
- BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BOIVIN, Jean; KILEY, Michael T.; MISHKIN, Frederic S. **How has the monetary transmission mechanism evolved over time?**. National Bureau of Economic Research, Working paper No. w15879, 2010.
- BONFIM, Diana; SOARES, Carla. **The risk-taking channel of monetary policy—exploring all avenues**. Banco de Portugal, Economics and Research Department, Working paper No. 2014-02, 2014.
- BORIO, Claudio; FURFINE, Craig; LOWE, Phillip. **Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options**. BIS papers, v. 1, n. March, p. 1-57, mar. 2001.
- BORIO, Claudio; ZHU, Haibin. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?. **Journal of Financial Stability**, v. 8, n. 4, p. 236-251, 2012.
- BRUNO, Valentina; SHIN, Hyun Song. Cross-border banking and global liquidity. **The Review of Economic Studies**, v. 82, n. 2, p. 535-564, 2015.
- _____. Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 71, p. 119-132, 2015.
- BUCH, Claudia M.; EICKMEIER, Sandra; PRIETO, Esteban. In search for yield? Survey-based evidence on bank risk taking. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 43, p. 12-30, 2014.
- _____. Macroeconomic factors and microlevel bank behavior. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 46, n. 4, p. 715-751, 2014.
- CALOMIRIS, Charles W. The subprime turmoil: What's old, what's new, and what's next. **The Journal of Structured Finance**, v. 15, n. 1, p. 6-52, 2009.
- COCIUBA, Simona E.; SHUKAYEV, Malik; UEBERFELDT, Alexander. **Do Low Interest Rates Sow the Seeds of Financial Crises?** Bank of Canada, Working paper 2011-31, 54 p., nov. 2011.
- DE NICOLÒ, Gianni *et al.* **Monetary policy and bank risk taking**. IMF research department, disponível em SSRN 1654582 (Jornal eletrônico), jul. 2010.

- DELIS, Manthos D.; BRISSIMIS, Sophocles N. **Bank heterogeneity and monetary policy transmission**. European Central Bank, Working paper No. 1233, ago.2010.
- DELIS, Manthos; HASAN, Iftexhar; MYLONIDIS, Nikolaos. **The risk-taking channel of monetary policy in the USA: Evidence from micro-level data**. University Library of Munich, Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 34084, Germany, out. 2011.
- DELIS, Manthos D.; KOURETAS, Georgios P. Interest rates and bank risk-taking. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 4, p. 840-855, 2011.
- DELL'ARICCIA, Giovanni; LAEVEN, Luc; MARQUEZ, Robert. Real interest rates, leverage, and bank risk-taking. **Journal of Economic Theory**, v. 149, p. 65-99, 2014.
- DELL'ARICCIA, Giovanni; LAEVEN, Luc; SUAREZ, Gustavo A. Bank Leverage and Monetary Policy's Risk - Taking Channel: Evidence from the United States. **The Journal of Finance**, v. 72, n. 2, p. 613-654, 2017.
- DELL'ARICCIA, Giovanni; MARQUEZ, Robert. Lending booms and lending standards. *The Journal of Finance*, v. 61, n. 5, p. 2511-2546, 2006.
- DIAMOND, Douglas W.; RAJAN, Raghuram G. Money in a Theory of Banking. **The American Economic Review**, v. 96, n. 1, p. 30-53, 2006.
- _____. Illiquidity and interest rate policy. National Bureau of Economic Research, Working paper No. w15197, 2009.
- DISYATAT, Piti. The bank lending channel revisited. *Journal of money, Credit and Banking*, v. 43, n. 4, p. 711-734, 2011.
- DUBECQ, Simon; MOJON, Benoit; RAGOT, Xavier. **Fuzzy Capital Requirements, Risk-Shifting and the Risk Taking Channel of Monetary Policy**. Banque de France, Working paper No. 254, 2009.
- GAGGL, Paul; VALDERRAMA, Maria T. Does a low interest rate environment affect risk taking in Austria?. **Monetary Policy and the Economy**, v. 4, n. 4, p. 32-48, 2010.
- GARCIA-ESCRIBANO, Mercedes. **Monetary Transmission in Brazil: Has the Credit Channel Changed?**. International Monetary Fund, Working paper No. 13/251, 2013.
- GERŠL, Adam, *et al.* Monetary conditions and banks' behavior in the Czech Republic. **Open Economies Review**, v. 26, n. 3, p. 407-445, 2015.
- GONZÁLEZ-AGUADO, Carlos; SUAREZ, Javier. Interest rates and credit risk. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 47, n. 2-3, p. 445-480, 2015.
- HOLMSTROM, Bengt; TIROLE, Jean. Financial intermediation, loanable funds, and the real sector. **the Quarterly Journal of economics**, v.112, n. 3, p. 663-691, 1997.
- HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWHEY, Whitney; ROSEN, Harvey S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v.56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

- IOANNIDOU, Vasso; ONGENA, Steven; PEYDRÓ, José-Luis. Monetary policy, risk-taking, and pricing: Evidence from a quasi-natural experiment. **Review of Finance**, v. 19, n. 1, p. 95-144, 2015.
- JIMÉNEZ, Gabriel et al. Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty - Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk - Taking?. **Econometrica**, v. 82, n. 2, p. 463-505, 2014.
- JIMÉNEZ, Gabriel; SAURINA, Jesús. Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation. **International Journal of Central Banking**, v 2, n. 2, p. 65-98, jun. 2006.
- JUDSON, Ruth A.; OWEN, Ann L. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. **Economics letters**, v. 65, n. 1, p. 9-15, 1999.
- KARAPETYAN, Artashes. **The risk-taking channel of monetary policy in Norway**. Norges Bank, Norges Bank research department, Working paper No. 2016-05, 2016.
- KEELEY, Michael C. Deposit insurance, risk, and market power in banking. **The American Economic Review**, v. 80, n. 5, p. 1183-1200, 1990.
- KOURETAS, G. P.; TSOUMAS, C. Bank risk-taking in CEE countries. **Central European Journal of Modelling and Econometrics**, v. 5, n. 2, p. 103-123, 2013.
- LÓPEZ, Martha; TENJO, Fernando; ZÁRATE, Héctor. The risk-taking channel and monetary transmission mechanism in Colombia. **Ensayos sobre Política Económica**, v. 29, n. 64, p. 212-234, 2011.
- _____. The Risk-taking Channel in Colombia Revisited. **Ensayos Sobre Política Económica**, v. 30, n. 68, p. 274-295, 2012.
- LUNDBERG, Eduardo Luis. **Bancos Oficiais e Crédito Direcionado** - O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?. Central Bank of Brazil, Research Department, Working paper No. 258, 2011.
- MADDALONI, Angela; PEYDRÓ, José-Luis. Bank risk-taking, securitization, supervision, and low interest rates: Evidence from the Euro-area and the US lending standards. **Review of Financial Studies**, v. 24, n. 6, p. 2121-2165, 2011.
- MICHALAK, Tobias C. The nexus between monetary policy, banking market structure and bank risk taking. **Essays in Empirical Banking and Finance**, p. 148-184, 2011.
- MISHKIN, Frederic S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.
- _____. **The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy**. National Bureau of Economic Research, Working paper N0. W5464, 1996.
- MONTES, Gabriel Caldas; PEIXOTO, Gabriel Barros Tavares. Risk-taking channel, bank lending channel and the “paradox of credibility”: Evidence from Brazil. **Economic Modelling**, v. 39, p. 82-94, 2014.
- MONTES, G. C.; SCARPARI, A. Does central bank communication affect bank risk-taking?. **Applied Economics Letters**, v. 22, n. 9, p. 751-758, 2015.

- NGUYEN, Vu Hong Thai; BOATENG, Agyenim. An analysis of involuntary excess reserves, monetary policy and risk-taking behaviour of Chinese Banks. **International Review of Financial Analysis**, v. 37, p. 63-72, 2015.
- NICKELL, Stephen. Biases in dynamic models with fixed effects. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v.49, n.6, p. 1417-1426, 1981.
- ÖZŞUCA, Ekin Ayşe; AKBOSTANCI, Elif. An Empirical Analysis of the Risk-Taking Channel of Monetary Policy in Turkey. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 52, n. 3, p. 589-609, 2016.
- RAJAN, Raghuram G. Has finance made the world riskier?. **European Financial Management**, v. 12, n. 4, p. 499-533, 2006.
- RAMOS-TALLADA, Julio. Bank risks, monetary shocks and the credit channel in Brazil: Identification and evidence from panel data. **Journal of International Money and Finance**, v. 55, p. 135-161, 2015.
- ROODMAN, David. A note on the theme of too many instruments. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.
- _____. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009.
- RUCKES, Martin. Bank competition and credit standards. **Review of Financial Studies**, v. 17, n. 4, p. 1073-1102, 2004.
- TABAK, Benjamin; LAIZ, Marcela; CAJUEIRO, Daniel. **Financial Stability and Monetary Policy- The case of Brazil**. Central Bank of Brazil, Research Department, Working paper No. 217, 2010.
- TAYLOR, John B. **The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong**. National Bureau of Economic Research, Working paper No. w14631, 2009.
- TAVARES, Debora Pereira; MONTES, Gabriel Caldas; GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. 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**, v. 67, n. 3, p. 337-353, 2013.
- VALENCIA, Fabian. Monetary policy, bank leverage, and financial stability. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 47, p. 20-38, 2014.
- WOODFORD, Michael. Financial intermediation and macroeconomic analysis. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 24, n. 4, p. 21-44, 2010.

ANEXOS

APÊNDICE A
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	$\frac{(([(7.0.0.00.00-9) + (8.0.0.00.00-6)] / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]) + ((6.0.0.00.00-2) / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)])}{\sigma(([(7.0.0.00.00-9) + (8.0.0.00.00-6)] / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)])}$	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	$\frac{[(1.1.0.00.00-6) + (1.2.0.00.00-5) + (1.3.1.00.00-7) - (1.1.1.00.00-9)]}{[(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]}$	COSIF
	i	Eficiência	$(7.1.0.00.00-8) - (8.1.0.00.00-5)$	COSIF
	i	Rentabilidade	$\frac{[(7.0.0.00.00-9) + (8.0.0.00.00-6)]}{[(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]}$	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
Outras medidas de risco ⁵	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
	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 rate FED	Taxa <i>overnight</i> de troca dos fundos federais americanos (saldos 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

Fonte: Elaboração do autor. (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 Araújo (2013) 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.

APÊNDICE B
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 - tvml
 - 1.3.1.00.00-7 Títulos e Valores Mobiliários Livres [Saldo desvinculados] – tvml
 - 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 - clcredito
 - 3.1.1.00.00-3 Operações de risco nível Aa - riscoaa
 - 3.1.2.00.00-6 Operações de risco nível A - riscoa
 - 3.1.3.00.00-9 Operações de risco nível B - riscob
 - 3.1.4.00.00-2 Operações de risco nível C - riscoc
 - 3.1.5.00.00-5 Operações de risco nível D - riscod
 - 3.1.6.00.00-8 Operações de risco nível E - riscoe
 - 3.1.7.00.00-1 Operações de risco nível F - riscof
 - 3.1.8.00.00-4 Operações de risco nível G - riscog
 - 3.1.9.00.00-7 Operações de risco nível H - riscoh
- 3.9.9.99.99-3 - Ativos gerais totais – tgativo
 - 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 – deposap
 - 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 - odepas
- 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 – csocial
 - 6.1.8.00.00-5 Lucro ou Prejuízo Acumulado - lpacum
- 7.0.0.00.00-9 Conta de resultado credoras – resulcred
 - 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 – resuldev
 - 8.1.0.00.00-5 Despesas operacionais - despap
 - 8.1.1.00.00-8 Despesas de captações no mercado - despap
- 9.9.9.99.99-5 Total geral do passivo - tgpasivo

APÊNDICE C
Resultados das regressões

Tabela C1 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pré crise internacional: 2001T4 a 2007T2. Variável dependente: ΔNPL_t

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔNPL_{t-1}	0.00993 (0.0787)	0.0530 (0.0797)	0.0516 (0.0732)	0.0526 (0.0747)	0.0521 (0.0743)
$CicloGap_{t-1}$		0.0235 (0.0636)	0.0179 (0.0656)	0.0206 (0.0657)	0.0199 (0.0655)
$CicloGap_{t-2}$		0.0178 (0.100)	0.0151 (0.0997)	0.0120 (0.0999)	0.0138 (0.103)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.171 (0.289)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.164 (0.214)				
Tam_{t-1}	-0.114 (0.170)	0.136 (0.205)	0.132 (0.213)	0.138 (0.289)	0.143 (0.290)
Liq_{t-1}	-0.0178 (0.0112)	-0.0300** (0.0123)	-0.0281** (0.0123)	-0.0277** (0.0140)	-0.0279** (0.0141)
Cap_{t-1}	-0.0114 (0.0288)	0.0326 (0.0369)	0.0336 (0.0376)	0.0325 (0.0432)	0.0330 (0.0433)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	0.0988 (0.152)	0.0724 (0.113)	0.0757 (0.110)	0.0762 (0.110)	0.0740 (0.113)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.158 (0.242)	0.0234 (0.0859)	0.0254 (0.0860)	0.0240 (0.0859)	0.0260 (0.0925)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.0177 (0.0223)	-0.00914 (0.0138)	-0.00900 (0.0137)	-0.00853 (0.0136)	-0.00896 (0.0146)
Vix_{t-1}	-0.00482 (0.0174)	-0.00352 (0.0160)	-0.00323 (0.0160)	-0.00273 (0.0161)	-0.00373 (0.0221)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.000397 (0.000623)	-0.000206 (0.000490)	-0.000219 (0.000490)	-0.000202 (0.000488)	-0.000206 (0.000462)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00806 (0.0230)	0.00893 (0.0232)	0.00855 (0.0234)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00238 (0.00274)	-0.00228 (0.00280)	-0.00228 (0.00280)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000728 (0.00399)	-0.000609 (0.00409)	-0.000647 (0.00413)
$Estrang_t$				-0.335 (0.259)	-0.342 (0.264)
$Public_t$				-0.180 (0.299)	-0.177 (0.306)
$Congl_t$				0.0681 (0.401)	0.0646 (0.402)
Fed_{t-1}					-0.00450 (0.0673)
Cons.	3.324 (4.113)	-2.706 (4.839)	-2.707 (5.001)	-2.737 (6.524)	-2.799 (6.420)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.00735 (0.0984)	0.0413 (0.0669)	0.0330 (0.0690)	0.0326 (0.0694)	0.0337 (0.0714)
Observações	2,528	2,568	2,568	2,568	2,568
Número de IF's	146	146	146	146	146
Número de Instrumento	17	17	20	23	24
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.368	0.820	0.812	0.824	0.843
m(1) - <i>p</i> -valor	0.000270	0.000768	0.000585	0.000580	0.000588
m(2) - <i>p</i> -valor	0.819	0.910	0.915	0.910	0.912
Hansen - <i>p</i> -valor	0.771	0.635	0.640	0.628	0.629

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C2 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pós crise internacional: 2010T1 a 2016T4. Variável dependente: ΔNPL_t

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔNPL_{t-1}	-0.201* (0.119)	0.0389 (0.247)	0.0299 (0.252)	0.0457 (0.237)	0.0312 (0.234)
ΔNPL_{t-2}	-0.0101 (0.0519)	0.0635 (0.112)	0.0581 (0.116)	0.0663 (0.110)	0.0589 (0.108)
$CicloGap_{t-1}$		0.112 (0.228)	0.118 (0.234)	0.131 (0.222)	0.121 (0.228)
$CicloGap_{t-2}$		0.0163 (0.222)	0.00489 (0.226)	-0.0147 (0.214)	-0.000632 (0.222)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.629 (0.404)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.614 (0.400)				
Tam_{t-1}	-0.252 (0.175)	-0.468*** (0.172)	-0.456*** (0.174)	-0.655*** (0.230)	-0.632*** (0.232)
Liq_{t-1}	-0.00516 (0.00769)	-0.00190 (0.00768)	0.00103 (0.00845)	0.00411 (0.0102)	0.00351 (0.0103)
Cap_{t-1}	-0.0471 (0.0402)	-0.100** (0.0417)	-0.101** (0.0425)	-0.127*** (0.0480)	-0.122** (0.0488)
$\Delta\%PIB_{t-1}$	0.217 (0.144)	-0.0298 (0.144)	-0.0451 (0.147)	-0.0490 (0.142)	-0.0525 (0.141)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.715* (0.403)	-0.486* (0.257)	-0.459* (0.259)	-0.453* (0.257)	-0.486* (0.264)
$\Delta\%Ibov_{t-1}$	0.0194 (0.0192)	-0.00960 (0.0189)	-0.0107 (0.0193)	-0.0102 (0.0188)	-0.00967 (0.0187)
Vix_{t-1}	-0.0156 (0.0185)	-0.00795 (0.0191)	-0.00873 (0.0192)	-0.00603 (0.0192)	-0.00609 (0.0177)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.00806* (0.00421)	0.00292 (0.00342)	0.00272 (0.00348)	0.00251 (0.00343)	0.00244 (0.00336)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0220 (0.0378)	-0.0202 (0.0367)	-0.0221 (0.0361)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0125*** (0.00459)	-0.0137*** (0.00449)	-0.0137*** (0.00448)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.0110** (0.00538)	0.0130** (0.00574)	0.0128** (0.00583)
$Estrang_t$				-0.0535 (0.156)	-0.0491 (0.154)
$Public_t$				0.566* (0.303)	0.551* (0.301)
$Congl_t$				0.947** (0.419)	0.913** (0.417)
Fed_{t-1}					-0.390 (0.915)
Cons.	6.983 (4.451)	12.51*** (4.321)	12.20*** (4.359)	16.60*** (5.548)	16.09*** (5.593)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0144 (0.182)	0.128 (0.0987)	0.123 (0.0990)	0.116 (0.0968)	0.120 (0.0944)
Observações	2,977	2,977	2,977	2,977	2,977
Número de IF's	135	135	135	135	135
Número de Instrumento	17	17	20	23	24
Controles macro. p -valor ¹	0.509	0.454	0.486	0.461	0.414
m(1) - p -valor	0.0265	0.0199	0.0215	0.0193	0.0178
m(2) - p -valor	0.287	0.966	0.961	0.962	0.957
Hansen - p -valor	0.281	0.148	0.133	0.220	0.239

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C3 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pré crise internacional: 2001T4 a 2007T2. Variável dependente: ΔZ_{score}_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔZ_{score}_{t-1}	-0.286*** (0.0440)	-0.295*** (0.0488)	-0.295*** (0.0490)	-0.295*** (0.0492)	-0.293*** (0.0482)
ΔZ_{score}_{t-2}	-0.0402 (0.0385)	-0.0401 (0.0445)	-0.0401 (0.0449)	-0.0399 (0.0450)	-0.0373 (0.0439)
ΔZ_{score}_{t-3}	-0.0704** (0.0289)	-0.0671** (0.0316)	-0.0671** (0.0317)	-0.0668** (0.0317)	-0.0675** (0.0312)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0111** (0.00524)	-0.0111** (0.00524)	-0.0112** (0.00525)	-0.0105** (0.00530)
$CicloGap_{t-2}$		0.0149** (0.00577)	0.0149** (0.00577)	0.0150** (0.00578)	0.0152*** (0.00573)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0197** (0.00946)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.00861 (0.00699)				
Tam_{t-1}	-0.00554** (0.00231)	-0.00571** (0.00233)	-0.00565** (0.00256)	-0.00473 (0.00355)	-0.00458 (0.00357)
Liq_{t-1}	-0.000706** (0.000312)	- (0.000651** (0.000324)	-0.000643* (0.000339)	- (0.000360)	- (0.000358)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0234*** (0.00825)	-0.0207*** (0.00780)	-0.0207*** (0.00780)	-0.0207*** (0.00781)	-0.0224*** (0.00788)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.0161* (0.00952)	0.00846 (0.00650)	0.00848 (0.00649)	0.00854 (0.00651)	0.0105 (0.00683)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.00170** (0.000772)	-0.00141* (0.000773)	-0.00140* (0.000773)	-0.00141* (0.000774)	-0.00156** (0.000767)
Vix_{t-1}	-0.00299** (0.00141)	-0.00233 (0.00143)	-0.00233 (0.00143)	-0.00235 (0.00143)	-0.00337* (0.00176)
$\Delta EMBI_{t-1}$	4.44e-05 (2.82e-05)	5.39e-05 (3.49e-05)	5.40e-05 (3.49e-05)	5.37e-05 (3.49e-05)	6.39e-05* (3.70e-05)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-9.43e-05 (0.000908)	-7.71e-05 (0.000908)	-3.70e-05 (0.000908)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-1.37e-05 (0.000107)	-1.48e-05 (0.000107)	-1.40e-05 (0.000107)
$Estrang_t$				-0.00143 (0.0131)	-0.00179 (0.0130)
$Public_t$				0.0173 (0.0208)	0.0179 (0.0209)
$Congl_t$				-0.0135 (0.0171)	-0.0136 (0.0172)
Fed_{t-1}					-0.00580 (0.00463)
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.	-0.0111** (0.0051)	0.00379 (0.0032)	0.00378 (0.0032)	0.00377 (0.0032)	0.00472 (0.0034)
Observações	2,490	2,490	2,490	2,490	2,490
Número de IF's	146	146	146	146	146
Número de Instrumento	22	22	24	27	28
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.00253	0.00336	0.00345	0.00359	0.00229
m(1) - <i>p</i> -valor	0.0467	0.0523	0.0523	0.0525	0.0523
m(2) - <i>p</i> -valor	0.136	0.193	0.194	0.194	0.194
Hansen - <i>p</i> -valor	0.369	0.213	0.212	0.210	0.240

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C4 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pós crise internacional: 2010T1 a 2016T4. Variável dependente: ΔZ_{score}_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔZ_{score}_{t-1}	-0.236*** (0.0462)	-0.229*** (0.0443)	-0.231*** (0.0450)	-0.232*** (0.0448)	-0.227*** (0.0437)
ΔZ_{score}_{t-2}	0.0634 (0.0393)	0.0546 (0.0376)	0.0531 (0.0377)	0.0521 (0.0377)	0.0589 (0.0365)
ΔZ_{score}_{t-3}	-0.0359 (0.0355)	-0.0392 (0.0348)	-0.0385 (0.0355)	-0.0382 (0.0355)	-0.0414 (0.0347)
$CicloGap_{t-1}$		-0.00782 (0.00667)	-0.00822 (0.00678)	-0.00835 (0.00679)	-0.0126* (0.00662)
$CicloGap_{t-2}$		0.0102 (0.00759)	0.00995 (0.00758)	0.00998 (0.00758)	0.0127* (0.00749)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0171 (0.0188)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.00223 (0.0168)				
Tam_{t-1}	-0.00158 (0.00146)	-0.00202 (0.00154)	-0.00178 (0.00154)	-0.00200 (0.00208)	-0.00183 (0.00199)
Liq_{t-1}	-0.000603 (0.000392)	- (0.000789**)	- (0.000742**)	- (0.000771**)	-0.000716* (0.000374)
$\Delta \%PIB_{t-1}$	0.000388 (0.00523)	0.000653 (0.00493)	0.000534 (0.00490)	0.000516 (0.00492)	-0.00250 (0.00478)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.0320** (0.0136)	-0.0273** (0.0130)	-0.0275** (0.0131)	-0.0274** (0.0131)	-0.0301** (0.0128)
$\Delta \%Ibov_{t-1}$	-2.23e-05 (0.000688)	-0.000241 (0.000583)	-0.000234 (0.000586)	-0.000224 (0.000587)	-0.000579 (0.000585)
Vix_{t-1}	0.000278 (0.00122)	0.000425 (0.00133)	0.000473 (0.00133)	0.000535 (0.00133)	0.000641 (0.00128)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-8.22e-06 (0.000193)	-0.000108 (0.000159)	-0.000108 (0.000159)	-0.000109 (0.000160)	-0.000235 (0.000158)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00190** (0.000843)	-0.00188** (0.000833)	-0.00179** (0.000814)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000192 (0.000205)	-0.000186 (0.000203)	-0.000196 (0.000199)
$Estrang_t$				0.00664 (0.0101)	0.00668 (0.00960)
$Public_t$				0.0237** (0.00935)	0.0227** (0.00907)
$Congl_t$				-0.0102 (0.0126)	-0.00859 (0.0126)
Fed_{t-1}					-0.145*** (0.0403)
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.	-0.0149* (0.0085)	0.00234 (0.0045)	0.00173 (0.0045)	0.00163 (0.0046)	7.88e-05 (0.0043)
Observações	2,835	2,835	2,835	2,835	2,835
Número de IF's	135	135	135	135	135
Número de Instrumento	30	30	32	35	36
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.00881	0.00327	0.00318	0.00326	8.22e-05
m(1) - <i>p</i> -valor	5.50e-05	3.61e-05	3.67e-05	3.66e-05	3.19e-05
m(2) - <i>p</i> -valor	0.346	0.539	0.542	0.554	0.462
Hansen - <i>p</i> -valor	0.109	0.198	0.184	0.183	0.389

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C5 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pré crise internacional: 2001T4 a 2007T2. Variável dependente: ΔIB_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔIB_{t-1}	-0.195*** (0.0715)	-0.203*** (0.0609)	-0.202*** (0.0599)	-0.202*** (0.0601)	-0.200*** (0.0614)
$CicloGap_{t-1}$		-0.538*** (0.147)	-0.550*** (0.145)	-0.551*** (0.145)	-0.549*** (0.146)
$CicloGap_{t-2}$		0.512*** (0.157)	0.516*** (0.156)	0.517*** (0.156)	0.517*** (0.155)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.206 (0.232)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.237 (0.160)				
Tam_{t-1}	-0.0779 (0.0560)	-0.0774 (0.0537)	-0.0748 (0.0505)	-0.0867 (0.0709)	-0.0823 (0.0715)
Liq_{t-1}	0.0142 (0.00963)	0.0125 (0.0105)	0.0147 (0.0132)	0.0158 (0.0155)	0.0164 (0.0156)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.514*** (0.191)	-0.712*** (0.169)	-0.715*** (0.168)	-0.715*** (0.168)	-0.723*** (0.171)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.181 (0.212)	0.172 (0.139)	0.171 (0.140)	0.169 (0.140)	0.181 (0.146)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.0631*** (0.0226)	-0.0859*** (0.0192)	-0.0865*** (0.0192)	-0.0867*** (0.0192)	-0.0874*** (0.0194)
Vix_{t-1}	-0.0462* (0.0264)	-0.0848*** (0.0232)	-0.0854*** (0.0230)	-0.0856*** (0.0230)	-0.0895*** (0.0303)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.00227*** (0.000820)	- (0.000800)	- (0.000799)	- (0.000797)	- (0.000821)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00590 (0.0247)	-0.00632 (0.0246)	-0.00584 (0.0247)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00223 (0.00455)	-0.00219 (0.00456)	-0.00233 (0.00456)
$Estrang_t$				0.0997 (0.289)	0.0722 (0.295)
$Public_t$				-0.111 (0.406)	-0.128 (0.413)
$Congl_t$				0.137 (0.269)	0.133 (0.268)
Fed_{t-1}					-0.0214 (0.105)
Cons.	2.972* (1.558)	4.133*** (1.349)	4.053*** (1.244)	4.253** (1.664)	4.292** (1.738)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.443*** (0.141)	-0.0261 (0.0679)	-0.0338 (0.0700)	-0.0343 (0.0699)	-0.0323 (0.0720)
Observações	1,856	1,908	1,908	1,908	1,908
Número de IF's	111	111	111	111	111
Número de Instrumento	22	22	24	27	28
Controles macro. p -valor ¹	0.00939	0.0651	0.0677	0.0670	0.0733
m(1) - p -valor	0.0354	0.0261	0.0254	0.0254	0.0254
m(2) - p -valor	0.553	0.546	0.543	0.543	0.538
Hansen - p -valor	0.429	0.673	0.670	0.682	0.688

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C6 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pós crise internacional: 2010T1 a 2016T4. Variável dependente: ΔIB_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔIB_{t-1}	0.0274 (0.102)	0.000924 (0.114)	0.00290 (0.115)	0.00467 (0.115)	0.00280 (0.111)
$CicloGap_{t-1}$		0.130 (0.121)	0.140 (0.122)	0.138 (0.122)	0.188 (0.130)
$CicloGap_{t-2}$		-0.360** (0.151)	-0.361** (0.151)	-0.361** (0.152)	-0.395** (0.157)
$\Delta Selic_{t-1}$	1.005 (0.714)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-1.196* (0.718)				
Tam_{t-1}	-0.0989* (0.0505)	-0.0963 (0.0615)	-0.0946 (0.0609)	-0.0777 (0.0845)	-0.0864 (0.0857)
Liq_{t-1}	0.0366*** (0.0106)	0.0366*** (0.0107)	0.0360*** (0.0107)	0.0386*** (0.0113)	0.0382*** (0.0110)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.294** (0.130)	-0.120 (0.111)	-0.121 (0.111)	-0.122 (0.111)	-0.0883 (0.118)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.438 (0.511)	-0.0568 (0.367)	-0.0667 (0.370)	-0.0688 (0.372)	-0.0961 (0.368)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.0321* (0.0188)	-0.0106 (0.0170)	-0.0104 (0.0170)	-0.0104 (0.0170)	-0.00661 (0.0173)
Vix_{t-1}	0.0297 (0.0305)	0.0149 (0.0276)	0.0153 (0.0277)	0.0153 (0.0277)	0.00794 (0.0275)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.0118** (0.00555)	-0.00672** (0.00311)	-0.00666** (0.00311)	-0.00663** (0.00312)	-0.00513 (0.00368)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0356 (0.0374)	-0.0348 (0.0375)	-0.0372 (0.0368)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00826 (0.00606)	0.00838 (0.00606)	0.00882 (0.00585)
$Estrang_t$				0.357 (0.233)	0.380 (0.235)
$Public_t$				-0.152 (0.386)	-0.138 (0.384)
$Congl_t$				-0.113 (0.298)	-0.106 (0.298)
Fed_{t-1}					1.404 (1.566)
Cons.	1.184 (1.392)	1.301 (1.596)	1.272 (1.582)	0.741 (1.988)	0.849 (1.993)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.192 (0.177)	-0.230* (0.133)	-0.221* (0.133)	-0.223* (0.134)	-0.207* (0.123)
Observações	2,294	2,424	2,424	2,424	2,424
Número de IF's	110	110	110	110	110
Número de Instrumento	22	22	24	27	28
Controles macro. p -valor ¹	0.162	0.0738	0.0777	0.0812	0.310
m(1) - p -valor	0.00910	0.0107	0.0107	0.0105	0.00976
m(2) - p -valor	0.609	0.554	0.565	0.572	0.568
Hansen - p -valor	0.348	0.474	0.472	0.474	0.526

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C7 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pré crise internacional: 2001T4 a 2007T2. Variável dependente: ΔExP_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔExP_{t-1}	-0.0769* (0.0404)	-0.0792* (0.0459)	-0.0792* (0.0465)	-0.0815* (0.0473)	-0.0800* (0.0480)
ΔExP_{t-2}	-0.255*** (0.0800)	-0.252*** (0.0825)	-0.251*** (0.0788)	-0.250*** (0.0769)	-0.252*** (0.0783)
$CicloGap_{t-1}$		-0.000390 (0.00625)	-0.000353 (0.00692)	-0.000613 (0.00703)	1.34e-05 (0.00671)
$CicloGap_{t-2}$		0.00325 (0.00792)	0.00327 (0.00831)	0.00366 (0.00836)	0.00227 (0.00851)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.00179 (0.0150)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.000742 (0.00992)				
Tam_{t-1}	-0.0495 (0.0710)	-0.0763 (0.0783)	-0.0924 (0.0637)	-0.134 (0.0818)	-0.131 (0.0819)
Liq_{t-1}	0.00252 (0.00390)	0.00449 (0.00483)	0.00548 (0.00414)	0.00626 (0.00426)	0.00616 (0.00427)
Cap_{t-1}	-0.00896 (0.0113)	-0.0130 (0.0124)	-0.0150 (0.00983)	-0.0178* (0.0104)	-0.0172 (0.0105)
$\Delta\%PIB_{t-1}$	-0.000828 (0.0147)	-0.00394 (0.0151)	-0.00237 (0.0147)	-0.00239 (0.0152)	0.000257 (0.0156)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-8.46e-05 (0.0126)	0.00252 (0.00964)	0.00141 (0.00945)	0.00175 (0.00977)	-0.00108 (0.0107)
$\Delta\%Ibov_{t-1}$	0.000597 (0.00153)	2.11e-05 (0.00117)	0.000151 (0.00116)	9.75e-05 (0.00118)	0.000314 (0.00125)
Vix_{t-1}	0.00196 (0.00200)	0.00105 (0.00242)	0.00126 (0.00218)	0.00112 (0.00227)	0.00202 (0.00277)
$\Delta EMBI_{t-1}$	3.84e-05 (5.65e-05)	3.12e-05 (5.62e-05)	2.99e-05 (5.52e-05)	3.20e-05 (5.74e-05)	2.36e-05 (5.64e-05)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00934* (0.00502)	0.00960** (0.00473)	0.00944** (0.00473)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000639 (0.000465)	-0.000719 (0.000479)	-0.000694 (0.000483)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00113 (0.000688)	0.00122* (0.000655)	0.00119* (0.000662)
$Estrang_t$				0.0399 (0.0704)	0.0405 (0.0675)
$Public_t$				-0.0240 (0.108)	-0.0200 (0.105)
$Congl_t$				0.206 (0.142)	0.199 (0.139)
Fed_{t-1}					0.00521 (0.0104)
Cons.	1.156 (1.661)	1.790 (1.788)	2.152 (1.459)	3.003* (1.809)	2.899 (1.818)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.00104 (0.00762)	0.00286 (0.00512)	0.00291 (0.00570)	0.00304 (0.00596)	0.00228 (0.00607)
Observações	2,528	2,528	2,528	2,528	2,528
Número de IF's	146	146	146	146	146
Número de Instrumento	29	29	32	35	36
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.720	0.872	0.883	0.904	0.875
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00748	0.00714	0.00726	0.00716	0.00715
m(2) - <i>p</i> -valor	0.946	0.941	0.931	0.929	0.943
Hansen - <i>p</i> -valor	0.259	0.200	0.362	0.413	0.385

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C8 – Resultados da regressão por sGMM em dois estágios, para período pós crise internacional: 2010T1 a 2016T4. Variável dependente: ΔExP_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔExP_{t-1}	-0.149* (0.0771)	-0.157** (0.0777)	-0.156** (0.0776)	-0.156** (0.0778)	-0.155* (0.0796)
ΔExP_{t-2}	-0.204*** (0.0692)	-0.198*** (0.0689)	-0.199*** (0.0691)	-0.199*** (0.0693)	-0.195*** (0.0711)
$CicloGap_{t-1}$		-0.000929 (0.0102)	-0.000664 (0.0105)	-0.000732 (0.0106)	0.00259 (0.0111)
$CicloGap_{t-2}$		0.00349 (0.00768)	0.00337 (0.00775)	0.00332 (0.00783)	0.000854 (0.00791)
$\Delta Selic_{t-1}$	0.00429 (0.0221)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.00726 (0.0190)				
Tam_{t-1}	-0.0132 (0.0139)	-0.0117 (0.0119)	-0.0136 (0.0133)	-0.0186 (0.0173)	-0.0139 (0.0159)
Liq_{t-1}	0.000837 (0.000618)	0.000694 (0.000626)	0.000792 (0.000722)	0.000929 (0.000717)	0.000728 (0.000660)
Cap_{t-1}	-0.00250 (0.00292)	-0.00216 (0.00273)	-0.00252 (0.00311)	-0.00321 (0.00343)	-0.00224 (0.00321)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.00245 (0.00624)	0.000271 (0.00815)	0.000185 (0.00820)	-5.80e-05 (0.00822)	0.00125 (0.00852)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.0300 (0.0257)	-0.0421** (0.0191)	-0.0420** (0.0191)	-0.0419** (0.0192)	-0.0368* (0.0188)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.000413 (0.000867)	-0.000514 (0.000880)	-0.000497 (0.000876)	-0.000491 (0.000875)	-0.000442 (0.000901)
Vix_{t-1}	-0.00272* (0.00144)	-0.00377** (0.00148)	-0.00391** (0.00152)	-0.00394** (0.00153)	-0.00398** (0.00157)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.000189 (0.000248)	0.000285 (0.000239)	0.000289 (0.000240)	0.000289 (0.000240)	0.000324 (0.000252)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00548* (0.00278)	0.00559** (0.00277)	0.00473* (0.00258)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			2.45e-05 (0.000229)	4.70e-06 (0.000226)	4.81e-05 (0.000215)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.000264 (0.000525)	0.000322 (0.000534)	0.000136 (0.000495)
$Estrang_t$				0.0156 (0.0132)	0.0141 (0.0122)
$Public_t$				0.0197 (0.0259)	0.0181 (0.0256)
$Congl_t$				0.0202 (0.0378)	0.0146 (0.0355)
Fed_{t-1}					0.116 (0.0750)
Cons.	0.356 (0.348)	0.339 (0.305)	0.388 (0.340)	0.493 (0.426)	0.362 (0.392)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.00298 (0.0082)	0.00256 (0.006)	0.00271 (0.0065)	0.00259 (0.0065)	0.00344 (0.0067)
Observações	2,977	2,977	2,977	2,977	2,977
Número de IF's	135	135	135	135	135
Número de Instrumento	29	29	32	35	36
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.124	0.00223	0.00205	0.00247	0.00347
m(1) - <i>p</i> -valor	0.0190	0.0216	0.0216	0.0216	0.0225
m(2) - <i>p</i> -valor	0.998	0.945	0.949	0.951	0.935
Hansen - <i>p</i> -valor	0.424	0.569	0.600	0.610	0.571

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. Desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). Asteriscos ***, **, e * indicam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. Covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. m(1) e m(2) referem-se a testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond. "Hansen" refere-se ao teste de sobreidentificação de Hansen.

Tabela C9 – Resultados da regressão por IV e efeitos fixo com a proxy de risco NPLr. Variável dependente: $\Delta NPLr_t$.

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-0.157** (0.0625)	-0.141** (0.0653)	-0.141** (0.0660)	-0.141** (0.0660)	-0.141** (0.0660)
$\Delta NPLr_{t-2}$	-0.116*** (0.0358)	-0.114*** (0.0345)	-0.114*** (0.0347)	-0.114*** (0.0347)	-0.114*** (0.0347)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0822 (0.0854)	-0.0837 (0.0885)	-0.0858 (0.0883)	-0.0928 (0.0863)
$CicloGap_{t-2}$		0.0755 (0.0656)	0.0743 (0.0665)	0.0761 (0.0663)	0.0812 (0.0649)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0411 (0.139)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.0419 (0.117)				
Tam_{t-1}	-0.0572 (0.0901)	-0.0623 (0.0934)	-0.0603 (0.0946)	-0.0499 (0.101)	-0.0307 (0.0994)
Liq_{t-1}	-0.0138*** (0.00521)	-0.0134*** (0.00509)	-0.0133*** (0.00503)	-0.0135*** (0.00504)	-0.0135*** (0.00505)
Cap_{t-1}	-0.00994 (0.00965)	-0.00822 (0.00902)	-0.00816 (0.00888)	-0.00751 (0.00906)	-0.00749 (0.00908)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.190*** (0.0533)	-0.174*** (0.0559)	-0.174*** (0.0563)	-0.177*** (0.0562)	-0.184*** (0.0574)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.0192 (0.131)	0.00385 (0.0664)	0.00401 (0.0685)	0.00542 (0.0685)	0.00583 (0.0684)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.0171** (0.00734)	-0.0192** (0.00764)	-0.0191** (0.00763)	-0.0193** (0.00763)	-0.0200*** (0.00750)
Vix_{t-1}	0.00453 (0.00737)	0.00334 (0.00649)	0.00343 (0.00648)	0.00306 (0.00651)	0.00422 (0.00649)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.000876* (0.000466)	-0.000928 (0.000619)	-0.000920 (0.000616)	-0.000926 (0.000616)	-0.000996* (0.000602)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00731 (0.0169)	-0.00689 (0.0170)	-0.00697 (0.0170)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00330 (0.00213)	-0.00329 (0.00213)	-0.00331 (0.00213)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.000661 (0.00361)	0.000702 (0.00363)	0.000695 (0.00363)
$Estrang_t$				-0.0933 (0.285)	-0.0598 (0.278)
$Public_t$				0.316 (0.359)	0.315 (0.352)
$Congl_t$				-0.151 (0.208)	-0.132 (0.207)
Fed_{t-1}					0.0285 (0.0244)
Cons.	2.062 (2.076)	2.149 (2.133)	2.101 (2.161)	1.924 (2.273)	1.439 (2.226)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0830 (0.0692)	-0.00671 (0.0417)	-0.00939 (0.0426)	-0.00969 (0.0426)	-0.0116 (0.0423)
Observações	7,049	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Controles macro. p -valor ¹	0.000286	0.00167	0.00200	0.00166	0.00102
R ² – Total	0.0354	0.0316	0.0324	0.0324	0.0324
R ² – Entre	0.296	0.244	0.214	0.231	0.267
R ² – Dentro	0.0254	0.0237	0.0247	0.0230	0.0226
$Corr(\mu_i, X\beta)$	-0.265	-0.242	-0.236	-0.273	-0.276
$\rho(rho)$	0.0608	0.0559	0.0548	0.0578	0.0584

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por variáveis instrumentais com efeitos fixos, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos *clustered* pelas IF's. 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 abordagem de Anderson-Hsiao.

Tabela C10 – Resultados da regressão por IV e efeitos fixo com a proxy de risco Z-score. Variável dependente: ΔZ_score_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔZ_score_{t-1}	-0.309*** (0.0686)	-0.305*** (0.0678)	-0.305*** (0.0679)	-0.306*** (0.0675)	-0.306*** (0.0675)
ΔZ_score_{t-2}	-0.0682 (0.0810)	-0.0615 (0.0787)	-0.0616 (0.0788)	-0.0628 (0.0777)	-0.0627 (0.0777)
$CicloGap_{t-1}$		-0.00544* (0.00330)	-0.00550* (0.00331)	-0.00604* (0.00335)	-0.00504 (0.00330)
$CicloGap_{t-2}$		0.00718* (0.00402)	0.00717* (0.00402)	0.00758* (0.00410)	0.00684* (0.00401)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0243** (0.0115)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0132 (0.00819)				
Tam_{t-1}	-0.0178** (0.00821)	-0.0206** (0.00865)	-0.0206** (0.00866)	-0.0184** (0.00901)	-0.0211** (0.00941)
Liq_{t-1}	-0.000824** (0.000376)	- (0.000369)	- (0.000369)	- (0.000373)	- (0.000374)
$\Delta \%PIB_{t-1}$	-0.00538* (0.00313)	-0.00368 (0.00322)	-0.00369 (0.00322)	-0.00450 (0.00312)	-0.00341 (0.00301)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.0131 (0.0109)	-0.000998 (0.00563)	-0.000971 (0.00563)	-0.000624 (0.00566)	-0.000683 (0.00565)
$\Delta \%Ibov_{t-1}$	-3.44e-05 (0.000369)	0.000429 (0.000462)	0.000429 (0.000462)	0.000380 (0.000455)	0.000483 (0.000454)
Vix_{t-1}	0.000386 (0.000554)	0.000765 (0.000544)	0.000767 (0.000544)	0.000665 (0.000534)	0.000500 (0.000537)
$\Delta EMBI_{t-1}$	3.44e-05 (2.50e-05)	5.36e-05* (3.13e-05)	5.38e-05* (3.13e-05)	5.20e-05* (3.12e-05)	6.19e-05* (3.18e-05)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000198 (0.000672)	-0.000158 (0.000671)	-0.000151 (0.000671)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-7.01e-05 (8.25e-05)	-6.74e-05 (8.11e-05)	-6.51e-05 (8.11e-05)
$Estrang_t$				-0.0200 (0.0318)	-0.0247 (0.0317)
$Public_t$				0.00819 (0.207)	0.00827 (0.209)
$Congl_t$				-0.0469** (0.0188)	-0.0497*** (0.0191)
Fed_{t-1}					-0.00405 (0.00252)
Cons.	0.404** (0.175)	0.455** (0.186)	0.454** (0.186)	0.431** (0.190)	0.499** (0.199)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0111** (0.0043)	0.00174 (0.0029)	0.00167 (0.00289)	0.00153 (0.0029)	0.00180 (0.0029)
Observações	7,049	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Controles macro. p -valor ¹	0.0864	0.0747	0.0751	0.0764	0.0933
R ² – Total	0.0712	0.0718	0.0719	0.0728	0.0732
R ² – Entre	0.0378	0.0187	0.0185	0.00147	0.000437
R ² – Dentro	0.0535	0.0505	0.0505	0.0493	0.0461
$Corr(\mu_i, X\beta)$	-0.349	-0.410	-0.409	-0.460	-0.511
$\rho(rho)$	0.0604	0.0593	0.0593	0.0628	0.0699

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por variáveis instrumentais com efeitos fixos, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos *clustered* pelas IF's. O período amostral é de 2001-T4 a 2016-T4. As covariadas de risco e política monetária foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a abordagem de Anderson-Hsiao.

Tabela C11 – Resultados da regressão por IV e efeitos fixo com a proxy de risco IB. Variável dependente: ΔIB_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔIB_{t-1}	-0.310*** (0.0739)	-0.289*** (0.0702)	-0.290*** (0.0703)	-0.291*** (0.0704)	-0.291*** (0.0708)
ΔIB_{t-2}	-0.150*** (0.0457)	-0.129*** (0.0376)	-0.130*** (0.0376)	-0.131*** (0.0375)	-0.131*** (0.0378)
$CicloGap_{t-1}$		-0.204* (0.112)	-0.205* (0.112)	-0.208* (0.110)	-0.235** (0.113)
$CicloGap_{t-2}$		0.0500 (0.111)	0.0484 (0.112)	0.0505 (0.112)	0.0724 (0.111)
$\Delta Selic_{t-1}$	0.308 (0.301)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.384* (0.221)				
Tam_{t-1}	-0.197 (0.205)	-0.315 (0.225)	-0.307 (0.225)	-0.292 (0.230)	-0.184 (0.265)
Liq_{t-1}	0.00910 (0.0145)	0.0131 (0.0150)	0.0139 (0.0151)	0.0137 (0.0151)	0.0146 (0.0151)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0809 (0.0799)	-0.107 (0.0899)	-0.105 (0.0903)	-0.106 (0.0906)	-0.136 (0.0946)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.468 (0.293)	-0.204 (0.137)	-0.207 (0.137)	-0.207 (0.137)	-0.203 (0.137)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.000152 (0.0144)	-0.00923 (0.0101)	-0.00920 (0.0102)	-0.00927 (0.0101)	-0.0121 (0.00981)
Vix_{t-1}	-0.00554 (0.0147)	-0.00847 (0.0122)	-0.00820 (0.0122)	-0.00869 (0.0122)	-0.00398 (0.0132)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.000235 (0.000908)	-0.000516 (0.000860)	-0.000521 (0.000856)	-0.000516 (0.000861)	-0.000793 (0.000827)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0118 (0.0195)	-0.0416* (0.0222)	-0.0423* (0.0222)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00468 (0.00367)	-0.00324 (0.00356)	-0.00322 (0.00357)
$Estrang_t$				0.202 (0.326)	0.431 (0.349)
$Public_t$					
$Congl_t$				-0.285 (0.376)	-0.293 (0.369)
Fed_{t-1}					0.120 (0.0773)
Cons.	4.443 (4.639)	7.040 (5.039)	6.848 (5.031)	6.507 (5.087)	3.860 (5.936)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0764 (0.122)	-0.154** (0.0676)	-0.156** (0.0674)	-0.157** (0.0673)	-0.163** (0.0688)
Observações	5,226	5,379	5,379	5,379	5,379
Número de IF's	154	154	154	154	154
Controles macro. p -valor ¹	0.177	0.348	0.352	0.333	0.298
R ² – Total	0.0844	0.0762	0.0768	0.0773	0.0778
R ² – Entre	0.199	0.0336	0.0346	0.0333	0.0897
R ² – Dentro	0.0788	0.0663	0.0671	0.0667	0.0694
$Corr(\mu_i, X\beta)$	-0.192	-0.256	-0.252	-0.264	-0.209
$\rho(rho)$	0.0611	0.0565	0.0563	0.0574	0.0560

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por variáveis instrumentais com efeitos fixos, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos *clustered* pelas IF's. O período amostral é de 2001-T4 a 2016-T4. As covariadas de risco e política monetária foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a abordagem de Anderson-Hsiao.

Tabela C12 – Resultados da regressão por IV e efeitos fixo com a proxy de risco ExP. Variável dependente: ΔExP_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔExP_{t-1}	-0.0329 (0.0896)	-0.0359 (0.0899)	-0.0364 (0.0903)	-0.0365 (0.0904)	-0.0365 (0.0904)
ΔExP_{t-2}	-0.124 (0.0979)	-0.121 (0.0968)	-0.121 (0.0968)	-0.121 (0.0969)	-0.121 (0.0969)
$CicloGap_{t-1}$		-0.00989 (0.00889)	-0.0104 (0.00891)	-0.0102 (0.00871)	-0.0108 (0.00836)
$CicloGap_{t-2}$		0.00642 (0.0102)	0.00657 (0.0102)	0.00652 (0.00999)	0.00694 (0.00972)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0908 (0.0637)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0551 (0.0435)				
Tam_{t-1}	-0.0334* (0.0182)	-0.0358* (0.0187)	-0.0356* (0.0189)	-0.0366* (0.0211)	-0.0350 (0.0222)
Liq_{t-1}	-0.00103 (0.000752)	-0.00114 (0.000823)	-0.00116 (0.000830)	-0.00116 (0.000825)	-0.00116 (0.000826)
Cap_{t-1}	-0.00368** (0.00185)	-0.00341* (0.00181)	-0.00335* (0.00179)	-0.00344* (0.00194)	-0.00344* (0.00194)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	0.00113 (0.00566)	0.00166 (0.00620)	0.00162 (0.00621)	0.00165 (0.00624)	0.00103 (0.00622)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.0598 (0.0404)	-0.00881 (0.0157)	-0.00838 (0.0158)	-0.00832 (0.0158)	-0.00828 (0.0158)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.00386 (0.00254)	-0.00182 (0.00132)	-0.00183 (0.00131)	-0.00185 (0.00130)	-0.00191 (0.00130)
Vix_{t-1}	-0.00109 (0.00165)	0.000802 (0.00185)	0.000797 (0.00185)	0.000747 (0.00183)	0.000841 (0.00185)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.000112 (0.000178)	-5.31e-05 (0.000144)	-5.36e-05 (0.000144)	-5.33e-05 (0.000144)	-5.90e-05 (0.000144)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00227 (0.00245)	0.00228 (0.00248)	0.00227 (0.00248)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-3.81e-05 (0.000317)	-3.71e-05 (0.000318)	-3.83e-05 (0.000317)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000131 (0.000532)	-0.000129 (0.000535)	-0.000130 (0.000535)
$Estrang_t$				-0.0614 (0.0443)	-0.0588 (0.0446)
$Public_t$				0.00251 (0.172)	0.00245 (0.170)
$Congl_t$				0.0236 (0.0415)	0.0252 (0.0409)
Fed_{t-1}					0.00230 (0.00395)
Cons.	0.870* (0.448)	0.878* (0.451)	0.873* (0.456)	0.909* (0.496)	0.870* (0.523)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0357* (0.0213)	-0.00348 (0.0055)	-0.00379 (0.0056)	-0.00372 (0.0056)	-0.00387 (0.0056)
Observações	7,049	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Controles macro. p -valor ¹	0.256	0.253	0.253	0.253	0.217
R ² – Total	0.00511	0.00848	0.00869	0.00877	0.00878
R ² – Entre	0.00599	0.00323	0.00292	8.92e-06	3.86e-05
R ² – Dentro	0.00827	0.0108	0.0115	0.0117	0.0121
$Corr(\mu_i, X\beta)$	-0.348	-0.425	-0.415	-0.436	-0.419
$\rho(rho)$	0.0187	0.0172	0.0169	0.0168	0.0164

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por variáveis instrumentais com efeitos fixos, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos *clustered* pelas IF's. 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 abordagem de Anderson-Hsiao.

Tabela C13 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco NPLr – sem colapso das variáveis instrumentais. Variável dependente: $\Delta NPLr_t$.

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-0.177* (0.0922)	-0.176* (0.0923)	-0.178* (0.0944)	-0.179* (0.0947)	-0.178* (0.0945)
$\Delta NPLr_{t-2}$	-0.137*** (0.0515)	-0.136*** (0.0519)	-0.138** (0.0536)	-0.139** (0.0539)	-0.139** (0.0536)
$CicloGap_{t-1}$		-0.00141 (0.0624)	-0.00729 (0.0658)	-0.00955 (0.0670)	-0.00696 (0.0639)
$CicloGap_{t-2}$		0.00564 (0.0444)	0.00595 (0.0451)	0.00680 (0.0464)	0.00512 (0.0442)
$\Delta Selic_{t-1}$	0.0763 (0.0597)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.119 (0.0799)				
Tam_{t-1}	0.0851 (0.165)	0.0692 (0.182)	0.0760 (0.178)	0.0406 (0.205)	0.0379 (0.197)
Liq_{t-1}	-0.0180** (0.00724)	-0.0173** (0.00789)	-0.0174** (0.00783)	-0.0158* (0.00828)	-0.0159** (0.00798)
Cap_{t-1}	0.0321 (0.0354)	0.0282 (0.0386)	0.0294 (0.0380)	0.0226 (0.0384)	0.0224 (0.0374)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.188*** (0.0606)	-0.154*** (0.0583)	-0.155*** (0.0582)	-0.157*** (0.0589)	-0.156** (0.0599)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.126 (0.0921)	-0.0381 (0.0696)	-0.0352 (0.0710)	-0.0371 (0.0707)	-0.0354 (0.0699)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.0143** (0.00698)	-0.0142** (0.00716)	-0.0142** (0.00712)	-0.0145** (0.00717)	-0.0141** (0.00708)
Vix_{t-1}	0.00842 (0.00765)	0.00598 (0.00706)	0.00569 (0.00696)	0.00564 (0.00698)	0.00519 (0.00666)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.000850 (0.000514)	-0.000664 (0.000595)	-0.000668 (0.000593)	-0.000680 (0.000591)	-0.000643 (0.000586)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0143 (0.0174)	-0.0145 (0.0182)	-0.0158 (0.0178)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00396 (0.00258)	-0.00394 (0.00262)	-0.00392 (0.00265)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000992 (0.00383)	-0.000883 (0.00389)	-0.000972 (0.00382)
$Estrang_t$				-0.137 (0.118)	-0.139 (0.126)
$Public_t$				-0.202 (0.141)	-0.196 (0.129)
$Congl_t$				0.121 (0.294)	0.136 (0.278)
Fed_{t-1}					-0.00905 (0.0304)
Cons.	-1.853 (4.064)	-1.415 (4.500)	-1.580 (4.422)	-0.684 (4.881)	-0.606 (4.713)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0428 (0.0572)	0.00422 (0.0420)	-0.00134 (0.0438)	-0.00275 (0.0439)	-0.00184 (0.0434)
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Número de Instrumento	519	469	472	475	475
Controles macro. p -valor ¹	0.000949	0.00483	0.00674	0.00600	0.00751
m(1) - p -valor	0.0133	0.0133	0.0137	0.0137	0.0136
m(2) - p -valor	0.469	0.476	0.467	0.461	0.457
Hansen - p -valor	1	1	1	1	1

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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.

Tabela C14 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco Z-score – sem colapso das variáveis instrumentais. Variável dependente: ΔZ_score_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔZ_score_{t-1}	-0.401*** (0.102)	-0.401*** (0.104)	-0.402*** (0.103)	-0.403*** (0.104)	-0.403*** (0.103)
ΔZ_score_{t-2}	-0.142 (0.107)	-0.141 (0.109)	-0.144 (0.109)	-0.143 (0.111)	-0.143 (0.109)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0107* (0.00578)	-0.0114** (0.00574)	-0.0113** (0.00569)	-0.0104* (0.00551)
$CicloGap_{t-2}$		0.0109 (0.00659)	0.0113* (0.00657)	0.0113* (0.00636)	0.0108* (0.00654)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.0114 (0.00916)				
$\Delta Selic_{t-2}$	0.00143 (0.00581)				
Tam_{t-1}	-0.00429** (0.00169)	-0.00424** (0.00172)	-0.00411** (0.00168)	-0.00327 (0.00259)	-0.00321 (0.00258)
Liq_{t-1}	-0.000547** (0.000218)	- (0.000218)	- (0.000225)	- (0.000252)	- (0.000239)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.00751 (0.00478)	-0.00627 (0.00455)	-0.00672 (0.00460)	-0.00679 (0.00457)	-0.00612 (0.00424)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.00250 (0.00870)	0.000731 (0.00659)	0.00123 (0.00670)	0.00144 (0.00671)	0.000970 (0.00679)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	0.000203 (0.000344)	0.000198 (0.000352)	0.000166 (0.000351)	0.000200 (0.000353)	0.000249 (0.000359)
Vix_{t-1}	9.21e-05 (0.000690)	0.000254 (0.000657)	0.000219 (0.000656)	0.000214 (0.000675)	0.000162 (0.000682)
$\Delta EMBI_{t-1}$	4.25e-05 (2.72e-05)	4.02e-05 (2.94e-05)	3.81e-05 (3.00e-05)	4.18e-05 (2.99e-05)	4.49e-05 (2.99e-05)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000241 (0.000731)	-0.000110 (0.000734)	-0.000157 (0.000731)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-7.53e-05 (9.37e-05)	-8.06e-05 (9.34e-05)	-6.21e-05 (8.87e-05)
$Estrang_t$				-0.0146 (0.00894)	-0.0141 (0.00867)
$Public_t$				0.00404 (0.0172)	0.00473 (0.0182)
$Congl_t$				-0.00965 (0.0119)	-0.0108 (0.0119)
Fed_{t-1}					-0.00121 (0.00255)
Cons.	0.116*** (0.0381)	0.113*** (0.0387)	0.111*** (0.0378)	0.102* (0.0541)	0.103* (0.0546)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.00996** (0.00481)	0.000142 (0.00248)	-2.74e-05 (0.00250)	1.43e-05 (0.00248)	0.000381 (0.00258)
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	344	294	296	299	299
Número de Instrumento	14	14	16	19	20
Controles macro. p-valor ¹	0.141	0.174	0.186	0.145	0.156
m(1) - p-valor	0.00455	0.00461	0.00453	0.00473	0.00467
m(2) - p-valor	0.0492	0.0507	0.0478	0.0527	0.0498
Hansen - p-valor	1	1.000	1.000	1.000	1.000

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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 e política monetária 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.

Tabela C15 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco IB – sem colapso das variáveis instrumentais. Variável dependente: ΔIB_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔIB_{t-1}	-0.361*** (0.0648)	-0.366*** (0.0650)	-0.367*** (0.0650)	-0.367*** (0.0651)	-0.369*** (0.0652)
ΔIB_{t-2}	-0.194*** (0.0357)	-0.199*** (0.0355)	-0.200*** (0.0353)	-0.200*** (0.0353)	-0.202*** (0.0355)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0735 (0.0935)	-0.0811 (0.0903)	-0.0786 (0.0899)	-0.109 (0.0942)
$CicloGap_{t-2}$		-0.0378 (0.110)	-0.0394 (0.109)	-0.0401 (0.107)	-0.0241 (0.109)
$\Delta Selic_{t-1}$	0.188 (0.135)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.288** (0.116)				
Tam_{t-1}	-0.116** (0.0483)	-0.129** (0.0508)	-0.127** (0.0495)	-0.0934 (0.0693)	-0.0917 (0.0675)
Liq_{t-1}	0.0232*** (0.00709)	0.0224*** (0.00714)	0.0226*** (0.00712)	0.0247*** (0.00769)	0.0247*** (0.00778)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0341 (0.0705)	-0.0246 (0.0783)	-0.0262 (0.0768)	-0.0200 (0.0780)	-0.0544 (0.0871)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.335* (0.172)	-0.231 (0.145)	-0.235 (0.144)	-0.228 (0.145)	-0.234 (0.146)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.00269 (0.0106)	-0.00336 (0.0100)	-0.00305 (0.00979)	-0.00347 (0.00988)	-0.00581 (0.00974)
Vix_{t-1}	-0.00723 (0.0137)	-0.00600 (0.0138)	-0.00599 (0.0136)	-0.00547 (0.0137)	-0.00238 (0.0137)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.000289 (0.000806)	0.000131 (0.000783)	0.000100 (0.000771)	3.57e-05 (0.000766)	-0.000222 (0.000765)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00340 (0.0205)	-0.00302 (0.0215)	-0.00425 (0.0209)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00538 (0.00360)	-0.00522 (0.00372)	-0.00518 (0.00370)
$Estrang_t$				-0.174 (0.214)	-0.163 (0.214)
$Public_t$				-0.349 (0.267)	-0.389 (0.261)
$Congl_t$				-0.0995 (0.185)	-0.116 (0.196)
Fed_{t-1}					0.116* (0.0642)
Cons.	2.448** (1.238)	2.741** (1.296)	2.683** (1.275)	2.021 (1.633)	1.804 (1.626)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.100 (0.0916)	-0.111 (0.0702)	-0.120* (0.0724)	-0.119* (0.0705)	-0.133* (0.0746)
Observações	5,379	5,379	5,379	5,379	5,379
Número de IF's	154	154	154	154	154
Número de Instrumento	346	294	296	299	299
Controles macro. p -valor ¹	0.0944	0.360	0.353	0.402	0.443
m(1) - p -valor	0.00726	0.00744	0.00738	0.00750	0.00749
m(2) - p -valor	0.489	0.481	0.483	0.481	0.479
Hansen - p -valor	1	1	1	1	1

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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 e política monetária 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.

Tabela C16 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco ExP – sem colapso das variáveis instrumentais. Variável dependente: ΔExP_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔExP_{t-1}	-0.0487 (0.0910)	-0.0470 (0.0896)	-0.0472 (0.0950)	-0.0467 (0.0914)	-0.0462 (0.0925)
ΔExP_{t-2}	-0.135 (0.108)	-0.134 (0.108)	-0.134 (0.106)	-0.135 (0.107)	-0.133 (0.108)
$CicloGap_{t-1}$		-0.00890 (0.00953)	-0.00943 (0.00924)	-0.0102 (0.00906)	-0.0107 (0.00934)
$CicloGap_{t-2}$		0.00852 (0.00974)	0.00798 (0.00984)	0.00753 (0.00916)	0.00785 (0.00907)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.000317 (0.0111)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.00859 (0.00641)				
Tam_{t-1}	-0.0699** (0.0344)	-0.0747** (0.0378)	-0.0730** (0.0360)	-0.0839* (0.0453)	-0.0843* (0.0438)
Liq_{t-1}	0.00244 (0.00187)	0.00267 (0.00196)	0.00254 (0.00193)	0.00258 (0.00196)	0.00261 (0.00196)
Cap_{t-1}	-0.0134** (0.00662)	-0.0144** (0.00727)	-0.0137* (0.00704)	-0.0141* (0.00756)	-0.0143* (0.00738)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.00433 (0.00781)	-0.00257 (0.00685)	-0.00250 (0.00697)	-0.00352 (0.00701)	-0.00400 (0.00714)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.00941 (0.0122)	-0.00234 (0.0112)	-0.00260 (0.0115)	-0.00379 (0.0109)	-0.00427 (0.0112)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.00170 (0.00121)	-0.00179 (0.00128)	-0.00177 (0.00125)	-0.00180 (0.00126)	-0.00189 (0.00124)
Vix_{t-1}	-0.00107 (0.00164)	-0.00109 (0.00177)	-0.00101 (0.00176)	-0.000894 (0.00165)	-0.000810 (0.00169)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-7.46e-06 (0.000119)	-8.80e-06 (0.000122)	-8.77e-06 (0.000125)	-1.49e-05 (0.000121)	-2.27e-05 (0.000122)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00441** (0.00218)	0.00403* (0.00214)	0.00392* (0.00213)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000464 (0.000330)	-0.000441 (0.000315)	-0.000440 (0.000310)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.000250 (0.000438)	0.000238 (0.000431)	0.000238 (0.000432)
$Estrang_t$				0.00818 (0.0347)	0.0165 (0.0349)
$Public_t$				-0.00554 (0.0674)	-0.0113 (0.0637)
$Congl_t$				0.135* (0.0771)	0.137* (0.0734)
Fed_{t-1}					0.00297 (0.00545)
Cons.	1.762** (0.857)	1.880** (0.943)	1.833** (0.901)	2.029* (1.084)	2.031* (1.051)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.00890 (0.00855)	-0.000377 (0.00572)	-0.00145 (0.00614)	-0.00268 (0.00589)	-0.00289 (0.00592)
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157
Número de IF's	184	184	184	184	184
Número de Instrumento	519	469	472	475	475
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.337	0.424	0.411	0.401	0.347
m(1) - <i>p</i> -valor	0.000483	0.000450	0.000541	0.000461	0.000482
m(2) - <i>p</i> -valor	0.842	0.847	0.843	0.834	0.850
Hansen - <i>p</i> -valor	1	1	1	1	1

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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.

Tabela C17 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco NPLr – com expectativa Selic-over como política monetária. Variável dependente: $\Delta NPLr_t$.

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-0.0541 (0.0739)	-0.0314 (0.0804)	-0.0299 (0.0832)	-0.0283 (0.0835)	-0.0273 (0.0839)
$\Delta NPLr_{t-2}$	-0.0129 (0.0386)	-0.00209 (0.0397)	-0.00142 (0.0415)	-0.000804 (0.0418)	-0.000373 (0.0421)
$CicloGap_{t-1}$		0.00856 (0.0584)	0.00243 (0.0611)	0.00357 (0.0611)	0.00523 (0.0606)
$CicloGap_{t-2}$		0.0851 (0.0847)	0.0880 (0.0850)	0.0867 (0.0848)	0.0850 (0.0852)
$\Delta Selic_Over_{t-1}$	-0.0657 (0.187)				
$\Delta Selic_Over_{t-2}$	0.0562 (0.150)				
Tam_{t-1}	-0.118 (0.135)	-0.164 (0.130)	-0.158 (0.133)	-0.200 (0.160)	-0.200 (0.160)
Liq_{t-1}	-0.0112* (0.00641)	-0.00879 (0.00629)	-0.00917 (0.00635)	-0.00807 (0.00706)	-0.00814 (0.00703)
Cap_{t-1}	-0.0149 (0.0296)	-0.0241 (0.0273)	-0.0230 (0.0284)	-0.0271 (0.0305)	-0.0270 (0.0307)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0340 (0.0494)	-0.0203 (0.0528)	-0.0217 (0.0531)	-0.0235 (0.0531)	-0.0219 (0.0557)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.0750 (0.189)	0.0900 (0.0936)	0.0915 (0.0952)	0.0912 (0.0953)	0.0903 (0.0958)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.00935 (0.00705)	-0.00642 (0.00664)	-0.00648 (0.00665)	-0.00652 (0.00665)	-0.00637 (0.00667)
Vix_{t-1}	0.00998 (0.00871)	0.00828 (0.00806)	0.00828 (0.00806)	0.00829 (0.00809)	0.00813 (0.00805)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.000679 (0.000816)	0.000780 (0.000744)	0.000774 (0.000757)	0.000781 (0.000758)	0.000794 (0.000758)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00154 (0.0170)	0.00133 (0.0171)	0.00140 (0.0171)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.00705** (0.00294)	-0.00707** (0.00295)	-0.00707** (0.00296)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00152 (0.00427)	0.00168 (0.00429)	0.00171 (0.00429)
$Estrang_t$				0.0175 (0.120)	0.0155 (0.120)
$Public_t$				-0.0768 (0.184)	-0.0729 (0.182)
$Congl_t$				0.317 (0.219)	0.318 (0.218)
Fed_{t-1}					-0.00939 (0.0288)
Cons.	3.169 (3.431)	4.311 (3.271)	4.153 (3.358)	5.028 (3.869)	5.045 (3.862)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.00945 (0.0819)	0.0937 (0.0737)	0.0904 (0.0753)	0.0902 (0.0752)	0.0903 (0.0754)
Observações	6,613	6,725	6,725	6,725	6,725
Número de IF's	171	171	171	171	171
Número de Instrumento	17	17	20	23	24
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.00725	0.0104	0.0103	0.00909	0.0197
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00233	0.000813	0.000697	0.000668	0.000642
m(2) - <i>p</i> -valor	0.747	0.756	0.762	0.770	0.772
Hansen - <i>p</i> -valor	0.789	0.789	0.783	0.801	0.799

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***) e 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2002-T3 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.

Tabela C18 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco Z-score – com expectativa Selic-over como política monetária. Variável dependente: ΔZ_score_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔZ_score_{t-1}	-0.151*** (0.0349)	-0.135*** (0.0311)	-0.135*** (0.0310)	-0.135*** (0.0310)	-0.135*** (0.0311)
ΔZ_score_{t-2}	0.102*** (0.0260)	0.110*** (0.0248)	0.110*** (0.0248)	0.110*** (0.0248)	0.110*** (0.0248)
$CicloGap_{t-1}$		-0.00991** (0.00416)	-0.0101** (0.00422)	-0.0101** (0.00423)	-0.0102** (0.00424)
$CicloGap_{t-2}$		0.00598 (0.00590)	0.00598 (0.00589)	0.00600 (0.00589)	0.00605 (0.00591)
$\Delta Selic_Over_{t-1}$	-0.0231 (0.0142)				
$\Delta Selic_Over_{t-2}$	0.00756 (0.0103)				
Tam_{t-1}	-0.00616*** (0.00147)	- (0.00154)	- (0.00156)	-0.00558** (0.00228)	-0.00556** (0.00227)
Liq_{t-1}	-0.000857*** (0.000264)	- (0.000269)	- (0.000270)	- (0.000284)	- (0.000284)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.00226 (0.00278)	-0.00402 (0.00296)	-0.00404 (0.00297)	-0.00405 (0.00296)	-0.00410 (0.00297)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.0104 (0.0141)	-0.0130** (0.00508)	-0.0130** (0.00505)	-0.0130** (0.00506)	-0.0129** (0.00509)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-3.95e-05 (0.000338)	-0.000165 (0.000338)	-0.000169 (0.000339)	-0.000171 (0.000339)	-0.000175 (0.000342)
Vix_{t-1}	0.00114* (0.000677)	0.000870 (0.000543)	0.000865 (0.000542)	0.000853 (0.000544)	0.000861 (0.000551)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-2.88e-06 (3.95e-05)	-2.00e-05 (3.80e-05)	-2.01e-05 (3.80e-05)	-1.95e-05 (3.82e-05)	-1.99e-05 (3.83e-05)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00115 (0.000745)	0.00118 (0.000747)	0.00118 (0.000747)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000136 (0.000118)	-0.000136 (0.000117)	-0.000136 (0.000117)
$Estrang_t$				-0.0105 (0.00639)	-0.0104 (0.00640)
$Public_t$				0.0189* (0.0107)	0.0188* (0.0106)
$Congl_t$				-0.00889 (0.00998)	-0.00891 (0.00994)
Fed_{t-1}					0.000295 (0.00163)
Cons.	0.139*** (0.0350)	0.128*** (0.0352)	0.130*** (0.0355)	0.138*** (0.0476)	0.137*** (0.0476)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0155*** (0.00577)	-0.00393 (0.00437)	-0.00415 (0.00439)	-0.00414 (0.00438)	-0.00414 (0.00438)
Observações	6,613	6,725	6,725	6,725	6,725
Número de IF's	171	171	171	171	171
Número de Instrumento	14	14	16	19	20
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.203	0.0322	0.0313	0.0323	0.0325
m(1) - <i>p</i> -valor	0	0	0	0	0
m(2) - <i>p</i> -valor	0.825	0.921	0.936	0.931	0.930
Hansen - <i>p</i> -valor	0.387	0.492	0.491	0.485	0.486

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***) 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2002-T3 a 2016-T4. As covariadas de risco e política monetária 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.

Tabela C19 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco IB – com expectativa Selic-over como política monetária. Variável dependente: ΔIB_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔIB_{t-1}	-0.112*** (0.0359)	-0.117** (0.0478)	-0.117** (0.0480)	-0.117** (0.0480)	-0.118** (0.0481)
ΔIB_{t-2}	-0.0230 (0.0412)	-0.00843 (0.0438)	-0.00861 (0.0441)	-0.00846 (0.0442)	-0.00881 (0.0441)
$CicloGap_{t-1}$		-0.108 (0.124)	-0.106 (0.127)	-0.107 (0.127)	-0.107 (0.129)
$CicloGap_{t-2}$		-0.0189 (0.147)	-0.0177 (0.149)	-0.0159 (0.149)	-0.0162 (0.149)
$\Delta Selic_Over_{t-1}$	0.767** (0.384)				
$\Delta Selic_Over_{t-2}$	-0.959*** (0.312)				
Tam_{t-1}	-0.102** (0.0413)	-0.0866** (0.0411)	-0.0856** (0.0408)	-0.0668 (0.0593)	-0.0668 (0.0604)
Liq_{t-1}	0.0335*** (0.00856)	0.0259*** (0.00731)	0.0258*** (0.00731)	0.0278*** (0.00808)	0.0279*** (0.00815)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.263** (0.106)	-0.00547 (0.0961)	-0.00631 (0.0964)	-0.00635 (0.0965)	-0.00631 (0.0996)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.483 (0.403)	-0.148 (0.150)	-0.144 (0.150)	-0.144 (0.150)	-0.144 (0.150)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.00447 (0.0123)	-0.00211 (0.00889)	-0.00204 (0.00887)	-0.00224 (0.00887)	-0.00224 (0.00911)
Vix_{t-1}	0.00398 (0.0158)	-0.0185 (0.0127)	-0.0186 (0.0127)	-0.0188 (0.0127)	-0.0187 (0.0128)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.00195 (0.00129)	-0.000101 (0.00116)	-8.11e-05 (0.00117)	-0.000128 (0.00116)	-0.000125 (0.00117)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.0227 (0.0343)	-0.0226 (0.0343)	-0.0225 (0.0343)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00211 (0.00546)	0.00216 (0.00547)	0.00214 (0.00546)
$Estrang_t$				0.0286 (0.182)	0.0345 (0.182)
$Public_t$				-0.350 (0.267)	-0.349 (0.272)
$Congl_t$				-0.0189 (0.188)	-0.0196 (0.190)
Fed_{t-1}					0.000439 (0.0533)
Cons.	1.733 (1.097)	1.874* (1.082)	1.860* (1.073)	1.450 (1.414)	1.446 (1.459)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.191 (0.166)	-0.127 (0.141)	-0.124 (0.148)	-0.123 (0.148)	-0.123 (0.148)
Observações	4,986	5,073	5,073	5,073	5,073
Número de IF's	143	143	143	143	143
Número de Instrumento	14	22	24	27	28
Controles macro. p -valor ¹	0.171	0.410	0.415	0.413	0.470
m(1) - p -valor	0.00103	0.000926	0.000928	0.000933	0.000937
m(2) - p -valor	0.422	0.920	0.923	0.922	0.923
Hansen - p -valor	0.258	0.0100	0.00987	0.00980	0.00987

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2002-T3 a 2016-T4. As covariadas de risco e política monetária 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.

Tabela C20 – Resultados da regressão por sGMM com a proxy de risco ExP – com expectativa Selic-over como política monetária. Variável dependente: ΔExP_t .

VARIÁVEL	(mod1)	(mod2)	(mod3)	(mod4)	(mod5)
ΔExP_{t-1}	0.00152 (0.0994)	0.00725 (0.108)	0.00249 (0.107)	0.00153 (0.106)	0.000609 (0.106)
ΔExP_{t-2}	-0.0658 (0.108)	-0.0783 (0.122)	-0.0892 (0.119)	-0.0911 (0.118)	-0.0921 (0.117)
$CicloGap_{t-1}$		-0.00483 (0.00752)	-0.00504 (0.00755)	-0.00468 (0.00761)	-0.00539 (0.00774)
$CicloGap_{t-2}$		0.0168** (0.00817)	0.0169** (0.00820)	0.0164** (0.00812)	0.0171** (0.00810)
$\Delta Selic_Over_{t-1}$	-0.0282 (0.0321)				
$\Delta Selic_Over_{t-2}$	0.0155 (0.0241)				
Tam_{t-1}	-0.0329 (0.0219)	-0.0171 (0.0247)	-0.0161 (0.0244)	-0.0269 (0.0317)	-0.0273 (0.0313)
Liq_{t-1}	1.70e-05 (0.000996)	-0.000346 (0.000972)	-0.000356 (0.000981)	-0.000311 (0.00107)	-0.000272 (0.00106)
Cap_{t-1}	-0.00681 (0.00438)	-0.00327 (0.00476)	-0.00309 (0.00470)	-0.00378 (0.00512)	-0.00394 (0.00504)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	0.00574 (0.00633)	0.00578 (0.00565)	0.00588 (0.00564)	0.00556 (0.00582)	0.00452 (0.00606)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.00700 (0.0323)	0.0122 (0.00895)	0.0118 (0.00858)	0.0118 (0.00857)	0.0122 (0.00849)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.000855 (0.000842)	-0.000825 (0.000988)	-0.000826 (0.000986)	-0.000794 (0.000984)	-0.000872 (0.000994)
Vix_{t-1}	-0.00121 (0.00175)	-0.00104 (0.00190)	-0.00108 (0.00192)	-0.000992 (0.00190)	-0.000903 (0.00191)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.000145 (0.000108)	3.73e-05 (0.000107)	4.38e-05 (0.000108)	5.33e-05 (0.000107)	4.68e-05 (0.000107)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.00167 (0.00273)	0.00151 (0.00280)	0.00156 (0.00280)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			0.000376 (0.000367)	0.000372 (0.000366)	0.000368 (0.000365)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$			-0.000251 (0.000511)	-0.000265 (0.000509)	-0.000253 (0.000509)
$Estrang_t$				-0.0115 (0.0210)	-0.0104 (0.0212)
$Public_t$				0.0292 (0.0491)	0.0273 (0.0494)
$Congl_t$				0.0716 (0.0590)	0.0714 (0.0586)
Fed_{t-1}					0.00464 (0.00395)
Cons.	0.874 (0.550)	0.473 (0.629)	0.449 (0.622)	0.675 (0.764)	0.678 (0.756)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0126 (0.00961)	0.0120*** (0.00576)	0.0119*** (0.00579)	0.0118*** (0.00577)	0.0117*** (0.00577)
Observações	6,613	6,725	6,725	6,725	6,725
Número de IF's	171	171	171	171	171
Número de Instrumento	20	20	23	26	27
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.119	0.448	0.433	0.410	0.374
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00159	0.00202	0.00191	0.00185	0.00186
m(2) - <i>p</i> -valor	0.515	0.457	0.387	0.374	0.371
Hansen - <i>p</i> -valor	0.741	0.396	0.400	0.397	0.408

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 1% (***) e 5% (**), e os respectivos desvios padrões robustos com a correção de Windmeijer (2005). O período amostral é de 2002-T3 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.

Tabela C21 – Resultados da regressão por sGMM com todas as *proxies* de risco e com inclusão de mais variáveis de característica bancária.

VARIÁVEL	$\Delta NPLr_t$		ΔExP_t		ΔZ_score_t		ΔIB_t	
	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-0.0274 (0.0811)	-0.00724 (0.0901)	0.0317 (0.100)	0.0175 (0.101)	-0.204*** (0.0427)	-0.203*** (0.0454)	-0.156*** (0.0384)	-0.129*** (0.0438)
$\Delta Risco_{t-2}$	-0.00033 (0.0413)	0.00784 (0.0459)	-0.0140 (0.111)	-0.0431 (0.109)	0.0485 (0.0343)	0.0476 (0.0373)	-0.0192 (0.0320)	-0.0350 (0.0308)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0310 (0.0595)		-0.0118* (0.0064)		-0.0069* (0.0036)		-0.173 (0.110)
$CicloGap_{t-2}$		0.0843 (0.0646)		0.018*** (0.0062)		0.00798* (0.0043)		0.0890 (0.115)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.158 (0.132)		-0.032** (0.0162)		-0.00541 (0.0079)		0.276 (0.251)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.107 (0.121)		0.0154 (0.0140)		-0.00587 (0.0074)		-0.534*** (0.199)	
Tam_{t-1}	-0.177 (0.120)	-0.176 (0.122)	-0.0392 (0.0246)	-0.069** (0.0308)	-0.005*** (0.0018)	-0.005*** (0.0019)	-0.097** (0.0459)	-0.0916* (0.0466)
Liq_{t-1}	-0.0105* (0.0059)	-0.0110* (0.0058)	0.00015 (0.0012)	0.00263 (0.0019)	-0.0005* (0.0003)	-0.001** (0.0003)	0.031*** (0.0070)	0.023*** (0.0073)
$Efic_{t-1}$	1.488*** (0.526)	1.520*** (0.534)	0.131* (0.0666)	0.150** (0.0599)	0.0493** (0.0241)	0.0566** (0.0252)	0.700 (0.771)	0.208 (0.774)
Cap_{t-1}	-0.0293 (0.0252)	-0.0300 (0.0266)	-0.0083* (0.005)	-0.013** (0.0058)				
$Rent_{t-1}$	-0.00837 (0.0152)	-0.00747 (0.0153)	-0.00094 (0.0025)	-0.00166 (0.0024)			0.128*** (0.0454)	0.121*** (0.0404)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0767 (0.0525)	-0.0740 (0.0532)	-0.00021 (0.0053)	0.00223 (0.0051)	-0.008** (0.0030)	-0.00463 (0.0030)	-0.224** (0.0920)	-0.0673 (0.0840)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.125 (0.128)	0.0705 (0.0766)	0.0169 (0.0152)	0.00143 (0.0100)	-0.00820 (0.0077)	-0.00357 (0.0054)	-0.434* (0.223)	-0.115 (0.108)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.014** (0.0068)	-0.0120* (0.0063)	-0.002** (0.0009)	-0.002** (0.0009)	9.72e-05 (0.0003)	0.00012 (0.0003)	-0.0103 (0.0120)	-0.0102 (0.0089)
Vix_{t-1}	0.00663 (0.0075)	0.00800 (0.0076)	-0.0008 (0.0017)	-0.00051 (0.0018)	0.00078 (0.0007)	0.00035 (0.0007)	-0.0170 (0.0146)	-0.0149 (0.0125)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.00037 (0.0004)	-0.00023 (0.0005)	-9.8e-05 (6.8e-05)	-0.00011 (7.8e-05)	3.58e-05 (2.8e-05)	5.01e-05 (3.1e-05)	-0.00094 (0.0008)	-0.002** (0.0007)
$Tam_{t-1} *$		-0.00767 (0.0149)		0.006*** (0.0020)		0.00027 (0.0008)		-0.0145 (0.0212)
$Ciclo_{t-1} *$		-0.0036* (0.0021)		-0.00022 (0.0003)		9.59e-05 (0.0001)		-0.00162 (0.0037)
$Cap_{t-1} *$		0.00018 (0.0038)		0.00068 (0.0005)				
$Cons.$	3.155 (2.789)	3.090 (2.845)	0.895 (0.576)	1.551** (0.713)	0.0718 (0.0496)	0.0708 (0.0514)	1.263 (1.608)	1.616 (1.475)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0516 0.0628	0.0533 0.0570	-0.017*** 0.00603	0.00592 0.00531	-0.011*** 0.00425	0.00104 0.00336	-0.259** 0.119	-0.0838 0.0789
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157	5,379	5,379
Número de IF's	184	184	184	184	184	184	154	154
Número de Instrumento	19	22	22	25	16	18	16	26
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.00907	0.0109	0.261	0.228	0.00760	0.0664	0.00783	0.0918
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00077	0.00041	0.00189	0.00180	0.00124	0.00118	0.00047	0.00118
m(2) - <i>p</i> -valor	0.792	0.882	0.339	0.515	0.150	0.142	0.794	0.518
Hansen- <i>p</i> -valor	0.551	0.625	0.485	0.721	8.64e-05	5.27e-06	0.958	0.149

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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.

Tabela C22 – Resultados da regressão por sGMM com todas as *proxies* de risco e com inclusão da variável de excesso de empréstimos.

VARIÁVEL	$\Delta NPLr_t$		ΔExp_t		ΔZ_score_t		ΔIB_t	
	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-0.0108 (0.0963)	-0.0272 (0.0800)	0.00211 (0.0945)	0.0103 (0.0923)	-0.178*** (0.0322)	-0.174*** (0.0326)	-0.215*** (0.0571)	-0.151*** (0.0486)
$\Delta Risco_{t-2}$	0.00701 (0.0479)	0.00455 (0.0394)	-0.0821 (0.115)	-0.0540 (0.110)	0.081*** (0.0278)	0.084*** (0.0280)	-0.0592* (0.0326)	-0.0357 (0.0372)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0395 (0.0604)		-0.0111 (0.0068)		-0.006** (0.0031)		-0.202 (0.122)
$CicloGap_{t-2}$		0.118* (0.0653)		0.018*** (0.0065)		0.008** (0.0038)		0.0527 (0.133)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.205 (0.130)		-0.0263 (0.0163)		-0.00592 (0.0074)		0.314 (0.256)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.180 (0.119)		0.00982 (0.0136)		-0.00475 (0.0069)		-0.569*** (0.188)	
$Exces_Emp_{t-4}$	0.0359 (0.175)	0.0965 (0.169)	-0.039** (0.0161)	-0.0312* (0.0174)	0.028*** (0.0084)	0.029*** (0.0083)	0.185 (0.310)	0.363 (0.241)
Tam_{t-1}	-0.206 (0.133)	-0.152 (0.127)	-0.0337 (0.0305)	-0.0553 (0.0375)	-0.004*** (0.0014)	-0.004*** (0.0015)	- (0.0377)	-0.0543 (0.0376)
Liq_{t-1}	-0.00878 (0.0056)	-0.011** (0.0057)	0.00016 (0.0016)	0.00195 (0.0024)	-0.001*** (0.0003)	-0.001*** (0.0003)	0.025*** (0.0065)	0.027*** (0.0068)
Cap_{t-1}	-0.0359 (0.0282)	-0.0238 (0.0274)	-0.00669 (0.0057)	-0.0105 (0.0069)				
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0760 (0.0484)	-0.0585 (0.0480)	4.47e-05 (0.0055)	0.00424 (0.0052)	-0.007** (0.0027)	-0.0046* (0.0027)	-0.192** (0.0861)	-0.0449 (0.0858)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.190 (0.130)	0.0765 (0.0782)	0.0127 (0.0158)	0.00264 (0.0104)	-0.00514 (0.0072)	-0.00042 (0.0049)	-0.484** (0.235)	-0.325*** (0.120)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.014** (0.0067)	-0.013** (0.0063)	-0.0017* (0.0009)	-0.002** (0.0001)	-2.4e-05 (0.0003)	5.5e-05 (0.0003)	-0.00902 (0.0130)	-0.0133 (0.0101)
Vix_{t-1}	0.00263 (0.0073)	0.00671 (0.0072)	-0.00025 (0.0016)	-0.00115 (0.0016)	0.00074 (0.0006)	0.00045 (0.0006)	-0.0140 (0.0145)	0.00231 (0.0126)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.0002 (0.0004)	-0.00028 (0.0005)	-0.00011 (7e-05)	-0.00012 (8e-05)	1.15e-05 (3e-05)	2.77e-05 (3e-05)	-0.00064 (0.0011)	-0.002** (0.0007)
$Tam_{t-1} *$		-0.0100 (0.0157)		0.006*** (0.0023)		0.00056 (0.0007)		-0.0159 (0.0235)
$Ciclo_{t-1}$								
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.004** (0.0020)		-0.00023 (0.0003)		-1e-05 (0.0001)		-0.00359 (0.004)
$Cap_{t-1} *$		0.00034 (0.0034)		0.00079* (0.0005)				
$Ciclo_{t-1}$								
Cons.	5.559 (3.374)	4.107 (3.203)	0.884 (0.758)	1.400 (0.908)	0.095*** (0.0324)	0.095*** (0.0324)	1.793* (0.966)	0.642 (0.993)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0249 0.0616	0.0785 0.0525	-0.016** 0.00648	0.00704 0.00579	-0.011*** 0.00376	0.00153 0.00300	-0.255* 0.134	-0.149* 0.0852
Observações	6,945	6,945	6,945	6,945	6,945	6,945	5,070	5,070
Número de IF's	184	184	184	184	184	184	154	154
Número de Instrumento	18	21	21	24	15	17	15	25
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.0162	0.0151	0.377	0.292	0.0527	0.190	0.0114	0.0469
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00199	0.00154	0.00161	0.00155	0.00172	0.00159	0.00029 2	0.00055 9
m(2) - <i>p</i> -valor	0.701	0.526	0.995	0.690	0.288	0.292	0.968	0.796
Hansen - <i>p</i> -valor	0.225	0.696	0.473	0.604	0.534	0.486	0.917	0.0121

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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.

Tabela C23 – Resultados da regressão por sGMM com todas as *proxies* de risco e com inclusão da variável de persistência da situação da política monetária expansiva.

VARIÁVEL	$\Delta NPLr_t$		ΔExp_t		ΔZ_score_t		ΔIB_t	
	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-0.0139 (0.121)	0.0233 (0.124)	0.0310 (0.0997)	0.0170 (0.0958)	-0.183*** (0.0311)	-0.179*** (0.0314)	-0.144*** (0.0429)	-0.143*** (0.0432)
$\Delta Risco_{t-2}$	0.0248 (0.0586)	0.0403 (0.0582)	-0.0125 (0.106)	-0.0457 (0.102)	0.072*** (0.0266)	0.076*** (0.0269)	-0.00945 (0.0387)	-0.0353 (0.0306)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0470 (0.0584)		-0.013** (0.0064)		-0.008** (0.0031)		-0.120 (0.108)
$CicloGap_{t-2}$		0.128* (0.0692)		0.0179** (0.0072)		0.0102** (0.0040)		-0.0336 (0.127)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.190 (0.133)		-0.0312* (0.0167)		-0.00629 (0.0073)		0.392 (0.251)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0942 (0.116)		0.0147 (0.0130)		-0.00835 (0.0065)		-0.578*** (0.186)	
$Pers_{t-1}$	0.0654 (0.0475)	0.0843 (0.0513)	0.00012 (0.0053)	-0.00021 (0.005)	0.0053** (0.0023)	0.0063** (0.0025)	-0.0728 (0.0537)	-0.0866 (0.0576)
Tam_{t-1}	-0.171 (0.139)	-0.197 (0.138)	-0.0443* (0.0254)	-0.075** (0.0325)	-0.006*** (0.0015)	-0.006*** (0.0016)	-0.105*** (0.0399)	- (0.0405)
Liq_{t-1}	-0.0104 (0.0065)	-0.00994 (0.0064)	0.0005 (0.0013)	0.00292 (0.002)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0003)	0.028*** (0.0069)	0.029*** (0.007)
Cap_{t-1}	-0.0294 (0.0307)	-0.0360 (0.0312)	-0.0090* (0.005)	-0.014** (0.0059)				
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0926* (0.0545)	-0.0762 (0.0538)	0.00041 (0.0053)	0.00307 (0.0052)	-0.008*** (0.0029)	-0.0046* (0.0027)	-0.146 (0.0929)	-0.0521 (0.0804)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.0802 (0.112)	0.0348 (0.0699)	0.0152 (0.0123)	0.00052 (0.009)	-0.0113* (0.0064)	-0.00463 (0.0046)	-0.510** (0.213)	-0.188* (0.105)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.018*** (0.0069)	-0.015** (0.0063)	-0.002** (0.0009)	-0.002** (0.0009)	-0.00027 (0.0003)	-0.00011 (0.0003)	-0.00248 (0.0118)	-0.00548 (0.0086)
Vix_{t-1}	0.00790 (0.0085)	0.0103 (0.0087)	-0.00095 (0.0018)	-0.00061 (0.0017)	0.00104 (0.0007)	0.00070 (0.0007)	-0.0134 (0.0150)	-0.0165 (0.0127)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.00066 (0.0005)	-0.00038 (0.0005)	-9.6e-05 (7e-05)	-0.00010 (8e-05)	-1.8e-05 (3e-05)	9.6e-06 (3e-05)	-0.00067 (0.0008)	-0.0013* (0.0007)
$Tam_{t-1} *$		-0.00890 (0.0157)		0.005*** (0.002)		0.00060 (0.0006)		-0.0170 (0.0200)
$Ciclo_{t-1}$		-0.004** (0.0021)		-0.00028 (0.0003)		-3.7e-05 (9e-05)		-0.00299 (0.0035)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		0.00177 (0.0037)		0.00059 (0.0004)				
$Cap_{t-1} *$								
$Ciclo_{t-1}$								
Cons.	4.466 (3.473)	5.023 (3.478)	1.158* (0.636)	1.849** (0.789)	0.126*** (0.0357)	0.122*** (0.0354)	2.414** (1.120)	2.121* (1.088)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0963 0.0676	0.0809 0.0603	-0.017** 0.00705	0.00492 0.00559	-0.015*** 0.00398	0.00276 0.00312	-0.186* 0.136	-0.153 0.0847
Observações	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157	7,157	5,379	5,379
Número de IF's	184	184	184	184	184	184	154	154
Número de Instrumento	19	22	22	25	16	18	16	26
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.0191	0.00593	0.332	0.235	0.0123	0.142	0.00826	0.0437
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00190	0.00105	0.00177	0.00154	0.00127	0.00117	0.00050	0.00119
m(2) - <i>p</i> -valor	0.417	0.503	0.351	0.556	0.208	0.229	0.964	0.571
Hansen - <i>p</i> -valor	0.183	0.274	0.678	0.858	0.549	0.604	0.365	0.377

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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.

Tabela C24 – Resultados da regressão por sGMM com todas as *proxies* de risco e com a exclusão das instituições financeiras Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal.

VARIÁVEL	$\Delta NPLr_t$		ΔExp_t		ΔZ_score_t		ΔIB_t	
	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)	(mod1)	(mod2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-0.0380 (0.0798)	-0.0191 (0.0892)	0.0327 (0.0981)	0.0180 (0.0979)	-0.181*** (0.0311)	-0.178*** (0.0317)	-0.163*** (0.0382)	-0.141*** (0.0421)
$\Delta Risco_{t-2}$	-0.00812 (0.0405)	-0.00184 (0.0449)	-0.0151 (0.108)	-0.0450 (0.105)	0.074*** (0.0265)	0.077*** (0.0271)	-0.0168 (0.0317)	-0.0304 (0.0292)
$CicloGap_{t-1}$		-0.046 (0.0574)		-0.013** (0.0064)		-0.006** (0.0031)		-0.160 (0.107)
$CicloGap_{t-2}$		0.0850 (0.0620)		0.018*** (0.0064)		0.0080** (0.0037)		0.0481 (0.115)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.142 (0.128)		-0.0301* (0.0159)		-0.00474 (0.0073)		0.355 (0.252)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0906 (0.121)		0.0137 (0.0140)		-0.00673 (0.0069)		-0.591*** (0.200)	
Tam_{t-1}	-0.208 (0.134)	-0.202 (0.135)	-0.0464* (0.0266)	-0.079** (0.0342)	-0.006*** (0.0017)	-0.006*** (0.0017)	-0.102** (0.0447)	-0.0898* (0.0465)
Liq_{t-1}	-0.00798 (0.0065)	-0.00881 (0.0063)	0.00050 (0.0013)	0.00295 (0.0020)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0003)	0.032*** (0.007)	0.03*** (0.0071)
Cap_{t-1}	-0.0312 (0.0262)	-0.0310 (0.0275)	-0.0091* (0.0050)	-0.014** (0.0060)				
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0635 (0.0523)	-0.0659 (0.0536)	0.0006 (0.0055)	0.00324 (0.0052)	-0.007** (0.0028)	-0.00428 (0.0027)	-0.207** (0.0915)	-0.0650 (0.0833)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	0.0973 (0.128)	0.0446 (0.0760)	0.0135 (0.0150)	-0.00101 (0.0098)	-0.00652 (0.0071)	-0.00077 (0.0048)	-0.526** (0.233)	-0.196 (0.120)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.015** (0.0066)	-0.014** (0.0062)	-0.002** (0.0009)	-0.002** (0.0009)	-0.00010 (0.0003)	-7.7e-06 (0.0003)	-0.00643 (0.0118)	-0.00822 (0.0085)
Vix_{t-1}	0.00569 (0.0077)	0.00716 (0.0077)	-0.00101 (0.0018)	-0.00057 (0.0018)	0.00061 (0.0006)	0.00034 (0.0006)	-0.0136 (0.0152)	-0.0128 (0.0128)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.00043 (0.0004)	-0.00038 (0.0004)	-9e-05 (7e-05)	-0.00011 (8e-05)	7.60e-06 (3e-05)	2.72e-05 (3e-05)	-0.00067 (0.0008)	-0.002** (0.0007)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.0124 (0.0163)		0.0051** (0.0021)		0.0007 (0.0007)		-0.0177 (0.0221)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.0039* (0.0021)		-0.00027 (0.0003)		-3.1e-05 (1e-04)		-0.00288 (0.0036)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.00041 (0.0036)		0.00058 (0.0004)				
Cons.	5.432 (3.335)	5.301 (3.363)	1.204* (0.665)	1.937** (0.829)	0.149*** (0.0377)	0.151*** (0.0379)	2.096* (1.184)	1.802 (1.186)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.0516 0.0606	0.0392 0.0543	-0.016*** 0.00603	0.00488 0.00520	-0.012*** 0.00378	0.00167 0.00298	-0.236* 0.122	-0.112 0.0770
Observações	7,039	7,039	7,039	7,039	7,039	7,039	5,268	5,268
Número de IF's	182	182	182	182	182	182	152	152
Número de Instrumento	17	20	20	23	14	16	14	24
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.0121	0.0131	0.273	0.203	0.0530	0.205	0.00903	0.0703
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00076 0	0.00041 8	0.00177	0.00165	0.00133	0.00125	0.00045 7	0.00118
m(2) - <i>p</i> -valor	0.730	0.855	0.351	0.539	0.225	0.235	0.722	0.614
Hansen - <i>p</i> -valor	0.611	0.710	0.583	0.800	0.588	0.447	0.988	0.258

Fonte: Elaboração do autor. ¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero. A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significante ao nível de confiança de 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.