

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

GUILHERME LEITE PAIVA

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

Belo Horizonte, MG

UFMG/Cedeplar

2017

Guilherme Leite Paiva

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

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG

2017

FOLHA DE APROVAÇÃO

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador, Prof. Mauro Sayar, pelo suporte e incentivo.

Às professoras Ana Maria Hermeto e Lízia Figueiredo pelas conversas.

Aos colegas de mestrado que permitiram uma experiência mais rica. Em especial aos do gabinete: Felipe, Gabriel e Guilherme.

Agradeço ao Cláudio Lacerda, Felipe Araújo e ao Banco Central do Brasil que contribuíram com a construção da base de dados do trabalho. Também agradeço ao CNPq pelo apoio financeiro recebido.

Agradeço aos meus pais, irmão e família pelo apoio constante em todos os aspectos da minha vida. Por fim, agradeço a Gabriela.

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 novo canal de transmissão relaciona o efeito da política monetária com a disposição das instituições financeiras em alterar o perfil de risco do seu balanço, contratando mais ou menos risco. A proposta deste estudo é investigar empiricamente se este é um canal ativo para a economia brasileira. Usando uma base de dados e estratégia de identificação ainda não explorada para o Brasil, constatou-se que no período de 2001 a 2016 o canal de transmissão de tomada de risco não esteve em pleno funcionamento. Também se constatou que a relação de assunção de risco das instituições financeiras com suas características conforma-se com a teoria e com os fatos estilizados reportados para economias desenvolvidas. Além disso, foram testadas as hipóteses teóricas com relação ao comportamento das instituições financeiras frente a um aumento da liquidez internacional ou quando expostas a um aumento excessivo dos empréstimos bancários.

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

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 new transmission channel relates the effects of monetary policy to the willingness of financial institutions to change the risk profile of their balance sheet, assuming more or less risk. The purpose of this study is to investigate whether this is an active channel for the Brazilian economy. Using a database and identification strategy not yet exploited for Brazil, we verified that from 2001 to 2016 the risk-taking channel was not in full operation. We also found that the risk-bearing relationship of the financial institutions with their characteristics suits to the theory and stylized facts reported for developed economies. In addition, we tested the theoretical hypotheses regarding the behavior of the financial institutions when faced with an increase in international liquidity or when exposed to an excessive increase in bank lending.

Keywords: monetary policy; banking economics; risk-taking channel.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB – Banco Central do Brasil

BCE – Banco Central Europeu

BIS - *Bank for International Settlements*

CBOE - *Chicago Board Options Exchange*

CDS - *Credit Default Swap*

CNPJ – Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica

COSIF - Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional

CTR - Canal de tomada de risco

Cv – Coeficiente de Variação

DESIG - Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro

EMBI – *Emerging Markets Bond Index*

EUA – Estados Unidos da América

FED – *Federal Reserve System*

Filtro HP – Filtro Hodrick–Prescott

FRED - *Federal Reserve Bank of St. Louis*

GMM - *Generalized Method of Moments*

IB – Índice de Basileia

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IF – Instituição Financeira

IPCA - Índice de Preços ao Consumidor Amplo

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IV – *Instrumental Variables*

MQG – Mínimos Quadrados Generalizados

NPLr – *Non-performing loan ratio*

PIB – Produto Interno Bruto

PL - Patrimônio Líquido

PLE - Patrimônio Líquido Exigido

PM – Política Monetária

PR - Patrimônio de Referência

PRE - Patrimônio de Referência Exigido

ROA – Retorno sobre o ativo

SCR – Sistema de Informações de Crédito do Banco Central

SFN – Sistema Financeiro Nacional

SGMM – *System Generalized Method of Moments*

VIX - *Chicago Board Options Exchange Volatility Index*

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	9
1 CANAL DE TOMADA DE RISCO E OS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	12
2 CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS QUANTO AO CANAL DE TOMADA DE RISCO	15
3 EVIDÊNCIAS DO CANAL DE TOMADA DE RISCO.....	22
3.1 Economias desenvolvidas	22
3.2 Economias em desenvolvimento.	25
<i>3.2.1 Brasil</i>	27
4 BASE DE DADOS E CARACTERÍSTICAS RELEVANTES	29
4.1 Variáveis e descrição dos dados	30
5 ESTUDO EMPÍRICO	38
5.1 Metodologia	38
5.2 Resultados	42
<i>5.2.1 Robustez</i>	53
CONSIDERAÇÕES FINAIS	58
REFERÊNCIAS	61
APÊNDICE A	67
APÊNDICE B.....	69
APÊNDICE C.....	70

INTRODUÇÃO

No primeiro relatório de inflação do Banco Central do Brasil (BCB) após a adoção do regime de metas de inflação (1999), o BCB apresentou como aspecto chave da nova estratégia de metas “o conhecimento do mecanismo de transmissão da política monetária, isto é, o estudo dos diversos efeitos produzidos pela política monetária na economia” (BCB, 1999 pg. 89). Contudo, o interesse da ciência econômica sobre os canais de transmissão da política monetária (PM) data de bem antes da popularização do regime de metas de inflação e continua, ainda hoje, sendo fonte rica de pesquisa e discussão. Esta dissertação tem o intuito de contribuir com a literatura dos canais de transmissão da PM através de um estudo empírico a fim de verificar, para o caso brasileiro, a existência de um novo canal teórico, o canal de tomada de risco.

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 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. A “excessiva” expansão monetária levaria a um aumento do risco nos balanços das instituições financeiras, que tenderiam a flexibilizar seus padrões de empréstimos e buscar maiores retornos, preterindo ativos mais seguros. Esse efeito foi inicialmente rotulado por Borio e Zhu (2012) como o canal de tomada de risco (CTR) da política monetária. Em síntese, esse canal relaciona o efeito da PM com a disposição das instituições financeiras de mudar o perfil de risco de sua carteira, contratando mais ou menos risco. Segundo a teoria, esse comportamento, que está relacionado com a estabilidade financeira, pode causar impactos na economia real e, dependendo de sua magnitude, deveria ser um fator adicional a ser considerado pelas autoridades monetárias.

A teoria do CTR revela que o impacto das taxas de juros na precificação de ativos, a procura por taxas de rendimento e as próprias expectativas quanto às futuras ações do banco central fazem com que uma situação monetária expansiva estimule a assunção de risco. Sendo assim, as instituições financeiras (IF's de agora em diante) como seguradoras de risco e intermediadoras de crédito estão no centro da discussão deste canal de transmissão, com os

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

bancos tendo um papel central, uma vez que ainda detém participação expressiva no sistema financeiro.²

O propósito da dissertação é compreender o CTR para a economia brasileira. Quis-se verificar se este é um canal ativo, quais são seus efeitos sobre a economia brasileira, e sugerir justificativas teóricas para estes resultados. Os estudos internacionais sobre o canal têm se expandido consideravelmente nesta década (2010). No entanto, ainda há carência de evidências para economias emergentes, em especial para o caso brasileiro. Tabak, Laiz e Cajueiro (2010) e Barroso, Souza e Guerra (2016) foram algumas das exceções que contribuíram para a literatura nacional.

Deste modo, esta pesquisa contribui para a literatura ao testar se este canal está ativo. Para tanto, foi construída uma nova base de dados com informações provenientes de múltiplas fontes. Também foram utilizadas distintas medidas de risco. Esse esforço resultou em um painel desbalanceado das IF's brasileiras com frequência trimestral para o período de março de 2001 a dezembro de 2016. Para contornar os problemas inerentes à base de dados, a estimação do painel dinâmico foi feita por GMM, metodologia popularizada por Arellano e Bond (1991). Em termos de estratégia e métodos, os estudos que mais se assemelham ao proposto foram os realizados por Delis e Kouretas (2011) e Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014).

Os exercícios conduzidos não foram unânimes em relação à presença do CTR. Apesar disso, alguns resultados favoráveis à existência desse canal foram encontrados na economia brasileira. Também se constatou que a relação de assunção de risco das IF's com suas características conforma-se com a teoria e com os fatos estilizados reportados para economias desenvolvidas. No entanto, estas características não parecem ser relevantes para qualificar o CTR e as repostas heterogêneas das IF's às mudanças na política monetária. Também foram testadas as hipóteses teóricas com relação ao comportamento das IF's frente a um aumento da liquidez internacional ou quando expostas a um aumento excessivo dos empréstimos bancários.

Esta dissertação é organizada da seguinte forma. O primeiro capítulo apresenta uma breve contextualização do canal de tomada de risco frente aos diversos canais de transmissão da PM. No segundo, as considerações teóricas do canal do risco são discutidas. A revisão dos estudos empíricos é apresentada no capítulo 3 que é dividido em duas partes: inicialmente são apresentados os resultados dos estudos internacionais de uma forma abrangente; em seguida

² No Brasil essa participação foi de mais de 80% do total, em dezembro de 2016, em termos de ativo e de empréstimo.

são discutidos os estudos para economias emergentes, incluindo a literatura nacional. A base de dados foi discutida no quarto capítulo. No quinto capítulo, são apresentados os aspectos metodológicos e os principais resultados. Por fim, o sexto capítulo é reservado para as considerações finais.

1 CANAL DE TOMADA DE RISCO E OS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Os efeitos da política monetária na economia real sempre foram objeto de grande debate e estudo na ciência econômica. Consequentemente, os mecanismos que devem justificar estes efeitos também sempre estiveram em foco. Mishkin (1995, 1996) argumenta que na década de 1990 havia um movimento que advogava em prol da política monetária (ante à política fiscal) ser a principal responsável pela estabilização do produto e da inflação. Este movimento foi correspondido com um consenso que surgia de que o principal objetivo de longo prazo de um banco central deveria ser a estabilidade de preço. A popularização dos regimes monetários de metas de inflação na década de 1990 e 2000³ podem ser associados a esse movimento e contribuíram para que os debates e os estudos quanto aos mecanismos de transmissão estivessem em maior evidência.

No Brasil não foi diferente. Após a adoção do regime de metas de inflação, em 1999, se intensificaram os estudos tentando captar e mensurar possíveis mecanismos de transmissão da política monetária. O próprio BCB publicou quais canais eram considerados pela autoridade monetária, sendo estes o da taxa de juros, taxa de câmbio, preço dos ativos, crédito e expectativas (BCB, 1999). Não por acaso, o BCB não cita o CTR, que ainda estava por ser incorporado ao debate sobre canais de contágio da PM.

De maneira geral pode-se caracterizar os mecanismos de transmissão em dois grupos abrangentes: i) os canais neoclássicos, taxa de juros, câmbio e preço dos ativos, os quais são ativos mesmo quando os mercados financeiros são perfeitos e ii) os canais não neoclássicos, acelerador financeiro, empréstimo bancário e canal do capital, os quais dependem de fricções e imperfeições no mercado financeiro para estarem ativos. Estes também são referidos como visão do crédito (*credit view*) da política monetária (BOIVIN; KILEY e MISHKIN, 2010). Em sua avaliação da evolução dos mecanismos de transmissão Boivin, Kiley e Mishkin (2010) concluem que o papel dos canais da visão do crédito continua em sua maioria indefinido, merecendo, assim, mais esforço de pesquisa, algo que ocorre especialmente após a crise financeira de 2008/2009. Como habilmente caracterizado por Mishkin:

³ Nova Zelândia (1989), Canadá e Chile (1991), Reino Unido (1992), Suécia (1993), Austrália (1994), Polônia (1998), Brasil, Colômbia e México (1999), África do Sul (2000) e mais recentemente Estados Unidos (2012) e Japão (2013).

Monetary policy is a powerful tool, but one that sometimes has unexpected or unwanted consequences. To be successful in conducting monetary policy, the monetary authorities must have an accurate assessment of the timing and effect of their policies on the economy, thus requiring an understanding of the mechanisms through which monetary policy affects the economy. (MISHKIN, 1995, p.2).

Com o propósito de aperfeiçoar este entendimento sobre os canais, o CTR passou a ser estudado de uma forma mais estruturada a partir da década de 2010, tendo o conceito sido desenvolvido pela primeira vez em 2008 por Borio e Zhu (2012). O principal motivador para estudar o tema foi o debate acerca das consequências da forte expansão monetária e alta liquidez mundial, ocorridas na década de 2000, para a crise financeira de 2008/2009. Além disto, a persistência da alta liquidez financeira mundial na década de 2010 e a constante preocupação com a estabilidade financeira fazem com que o tema permaneça relevante. Outro aspecto importante é que a teoria sugere que a relevância do canal aumentou ou mesmo surgiu com a modernização do sistema financeiro, mantendo-se assim cada vez mais relevante (BORIO e ZHU, 2012).

Estando relacionado ao sistema financeiro, a teoria deste novo mecanismo de transmissão teve suas origens conceituais e empíricas nas discussões sobre o canal do crédito e nos estudos sobre o capital bancário (requerimentos de capital e canal de transmissão do capital). Ambas as literaturas foram amplamente exploradas e tiveram seus principais avanços nas décadas de 1990 e 2000.⁴ A existência de uma ligação entre as taxas de juro de curto prazo e os riscos bancários está no âmago do CTR e origina da ideia que a situação da política monetária pode afetar não só a quantidade de crédito bancário, mas também a qualidade, via percepção e avaliação de risco dos agentes econômicos. Logo, parece razoável caracterizar este mecanismo de transmissão como parte da visão geral de crédito da PM (*credit view*). Observe, no entanto, como em Borio e Zhu (2012), que este não é um canal de transmissão principal, mas que o desprezo por ele pode resultar em diagnóstico incompleto dos efeitos da PM.

One could see the risk-taking channel as a natural evolution, in some ways a synthesis, of older and newer views of the transmission mechanism. The relative-yield channels on which monetarists and Keynesians had focused did, at bottom, rely on the influence of monetary policy on risk (including liquidity) premia. That literature, however, did not pay much attention to financing constraints. The broad credit (balance-sheet) and bank lending channels, grounded on the economics of imperfect information, subsequently highlighted financing constraints, but tended to relegate

⁴ Ao longo da década de 2010, os modelos teóricos e os exercícios empíricos sobre o canal de crédito passaram a enfatizar o papel do risco. Em Disyatat (2011) uma reformulação que incorpora o risco ao canal de empréstimos bancários foi proposta. Já Woodford (2010) criticou a ausência de fricções financeiras nos modelos de canal de empréstimos e concluiu que, quando incluídas essas fricções, o efeito da PM expansiva pode levar a um aumento da alavancagem do setor financeiro e redução da estabilidade. Assim como a referência internacional, estudos empíricos sobre o canal de crédito para o Brasil, como em Ramos-Tallada (2015) e Garcia-Escribano (2013), constataram a importância do risco.

risk perceptions and pricing to a rather secondary role. The risk-taking channel highlights the role of the measurement, management and pricing of risk, alongside its nexus with financing constraints and liquidity. To be sure, we are by no means arguing that this is the main channel; this would obviously be wrong. Rather, we are arguing that it is a channel that deserves closer exploration, especially since it may be becoming more prominent. (BORIO; ZHU, 2012, p.13).

O presente estudo procura apresentar evidências empíricas da existência do CTR, permitindo, assim, melhor compreensão do que ocorre na política monetária do Brasil. Contudo, para determinar a melhor estratégia empírica, é necessário suporte da teoria. Como exposto anteriormente, o corpo teórico do canal de tomada de risco é recente, tendo sido constituído principalmente nas décadas de 2000 e 2010. Não obstante, pesquisas sobre diversos assuntos correlatos ao CTR, ainda que sem uma conexão firme com seu conceito, são encontradas desde a década de 1990. No próximo capítulo são apresentadas essas construções teóricas que fundamentam a pesquisa empírica e que permitem sugerir quais são os resultados esperados nos exercícios conduzidos no quinto capítulo.

2 CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS QUANTO AO CANAL DE TOMADA DE RISCO

A teoria do canal de tomada de risco foi desenvolvida majoritariamente após a crise financeira de 2008/2009. Antes disso, os estudos tanto de política monetária como os de risco bancário ignoravam a relação que pode existir entre eles e os efeitos reais que a relação pode gerar. Não obstante, artigos precursores se destacam como fonte para a compreensão teórica do canal, ainda que não fizessem a ligação direta com o conceito.

Alguns estudos concentraram-se na relação entre os ciclos econômicos e a assunção de riscos bancários. Alguns desses artigos discutiram o caráter pró-cíclico do sistema financeiro, sendo que os riscos se elevariam em períodos de expansão da atividade econômica e reduziriam no período de recessão. Em Borio *et al.* (2001), a justificativa do caráter pró-cíclico foi a errônea percepção de risco do mercado, justificada, por exemplo, por miopia das instituições financeiras. Em Ruckes (2004), a assunção de risco se relacionou com o ciclo de negócios pela competição bancária e custos de triagem, com os riscos de insolvência e calote aumentando no período de expansão. Outro modelo que relacionou períodos de expansão com a piora na qualidade dos empréstimos foi o de Dell’Ariccia e Marquez (2006). Os autores também sugeriram que há piora da triagem em fases expansionistas do ciclo de negócios, e que a liberalização financeira poderia levar a uma piora na qualidade dos empréstimos. Já Jiménez e Saurina (2006) encontraram evidências de uma relação positiva, porém defasada, entre o rápido crescimento de crédito e o aumento de calote, sugeriram, como em Ruckes (2004), que há deterioração na triagem e na exigência de colateral em períodos de forte expansão.

Outros estudos não vincularam a assunção de risco à ciclos ou à PM, mas contribuíram para expandir o conhecimento quanto ao comportamento de assunção de risco⁵, associando-o às mudanças na estrutura do mercado e às características bancárias. Holmstrom e Tirole (1997) recorreram a teoria de “mais pele em jogo” (*more skin in the game*) para explicar porque bancos mais capitalizados assumiriam menos riscos. Segundo a teoria, com mais “pele” em jogo a propensão a assumir riscos seria menor, existindo também mais incentivo para monitoramento, o que demanda mais recurso. Modelos como os de Keeley (1990) e Dell’Ariccia e Marquez (2006) apontaram que o aumento da competição no mercado bancário poderia levar a menor estabilidade financeira e a maior risco. O raciocínio é que a maior competição levaria a um

⁵ Estas contribuições são relevantes pois dão subsídios para se fazer deduções quanto ao comportamento heterogêneo das IF’s dentro do canal de tomada de risco, ver Quadro 1.

menor valor de mercado dos bancos, o que os incentivaria a serem menos capitalizados e, assim, elevarem a tomada de risco.

Rajan (2006) argumentou a favor da importância dos incentivos nos mercados financeiros como propulsor de alteração na assunção de risco de vários agentes financeiros. Para o autor, mudanças nas finanças modernas, apesar de serem liquidamente positivas, podem resultar em incentivos perversos, como comportamento de manada e maior assunção de risco relacionado a eventos improváveis. Rajan (2006) foi um dos pioneiros em identificar uma possível relação entre a política monetária e a assunção de risco. O autor argumentou que uma situação monetária expansionista poderia induzir a maior assunção de risco e aumentar o grau de persistência dos ciclos do setor financeiro. Um dos mecanismos perversos de incentivo ocorre quando há contratos com taxas pré-fixadas de retorno ou compensação a gerentes de fundos que superem as taxas nominais. Nestes casos, quando as taxas de juros são mais baixas, há incentivos para que busquem retornos mais altos e, conseqüentemente, retenham ativos mais arriscados, caracterizando um procedimento de procura por taxas de rendimento (*search-for-yield*) (RAJAN, 2006).⁶ O autor foi o primeiro a discutir um mecanismo do CTR quando há política monetária expansionista prolongada.

In a persistently low interest rate environment, more institutions (such as hedge funds) that are compensated on the basis of nominal return will stretch for yield by taking on risk, including maturity risk. Note that via these actions of financial institutions, changes in policy rates will affect long rates, contributing to any existing channels of monetary transmission from policy rates to long rates. (RAJAN, 2006, p.525).

Enquanto Rajan (2006) avançou no campo teórico identificando os primeiros mecanismos, Amato (2005), também antecipadamente, teria encontrado evidências que a aversão ao risco era positivamente correlacionada com a situação da política monetária. Isto é, o apetite por risco (menor aversão ao risco) seria mais alto quando a PM era expansionista (considerando um nível teórico de referência). Os resultados foram encontrados para o comportamento do mercado americano de CDS no período de 2002 a 2005.

Após a crise de 2008/2009, os estudos sobre tomada de risco e política monetária se intensificaram, principalmente em função de análises sugerindo que a política monetária mais frouxa praticada pelo FED tenha favorecido uma excessiva assunção de risco e, assim, comprometido a estabilidade financeira do sistema bancário. Dessa forma, a teoria de risco

⁶ 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.

passou a dialogar com a da política monetária como no modelo de Diamond e Rajan (2009), quando a “demora” para subir as taxas de juros cria incentivos para que os bancos retenham ativos mais arriscados. É neste ambiente que Borio e Zhu (2012) desenvolveram o conceito do CTR, o qual seria mais um canal de transmissão da política monetária, sendo este a conexão entre a tomada de risco e a PM.

O CTR é definido como o impacto das mudanças da PM na percepção de risco ou mesmo na tolerância ao risco e, portanto, no grau e composição de risco nas carteiras e balanços das IF's (BORIO e ZHU, 2012). Segundo Borio e Zhu (2012) existem ao menos três justificativas para que o CTR seja ativo. O conjunto de efeitos pode operar pelo i) impacto das taxas de juros na precificação de ativos⁷, rendas e fluxos de caixa, ii) pela relação entre taxas de mercado e as metas de retorno das IF's e iii) através das políticas de comunicação e função de reação do banco central. A primeira via pelo qual o CTR se justifica sugere que baixas taxas de juros impulsionam valores de ativos, colaterais e rendas, induzindo a uma menor percepção de risco ou maior tolerância ao risco no período. A segunda via é a já apresentada teoria de procura por taxas de rendimento. Em ambos os casos, os desequilíbrios na percepção e tolerância ao risco tenderiam a serem maiores quanto maior a magnitude e duração das baixas taxas de juros. Já a terceira via diz que se há a percepção de que a reação do BC é efetiva em reduzir os riscos nos casos de uma recessão, alterações nas taxas de juros teriam efeitos assimétricos no comportamento dos agentes, com reduções encorajando a assunção de risco mais do que um aumento a desencorajaria.⁸ Logo, todas as três justificativas apontam na mesma direção: redução da PM, e conseqüente redução de incerteza, estimularia a assunção de risco (BORIO e ZHU, 2012).

Adrian e Shin (2008, 2009, 2010a, b) foram outros autores pioneiros na construção e popularização do conceito do CTR. A discussão teórica de seus estudos concentrou-se em como a liquidez e a alavancagem reagem à PM e ao ciclo de negócios. Segundo Adrian e Shin, o comportamento da alavancagem das IF's é constante ou pró cíclico, sendo que as IF's alteram a parcela de dívida e não a do capital próprio para acompanhar às variações dos ativos. O

⁷ A ideia de que políticas monetárias podem afetar a precificação de ativos não é nova. Por exemplo, em Allen e Gale (2007) foi desenvolvido 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 conseqüências para a economia real.

⁸ 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 em caso de desequilíbrios financeiros e, desse modo, assumem mais risco *ex-ante*. A maior assunção de risco ocorre justamente de acreditarem que, em caso de desequilíbrio, serão ajudados pela flexibilização (uma resposta a função de reação do banco central às ameaças a estabilidade do sistema financeiro).

raciocínio é que supondo um aumento nos preços dos ativos devido à PM, a alavancagem das IF's deveria reduzir-se e o balanço ficar mais robusto. Contudo, isto não foi observado empiricamente. O que se observou foi que, diante desse aumento de preço, há elevação na parcela de capital de terceiros e dos próprios ativos, reestabelecendo ou o mesmo nível de alavancagem anterior, ou nível maior. Para os autores este aumento do tamanho do balanço bancário pode ser analisado como um aumento da “liquidez do mercado financeiro” que, por sua vez, ocasiona maior tomada de risco através de empréstimos de pior qualidade. As taxas de juros e a PM seriam importantes determinantes dos custos de alavancagem e influenciariam nos tamanhos dos balanços bancários e no excesso de liquidez.

Contemporaneamente ao desenvolvimento do conceito e do arcabouço teórico, modelos que corroboram ou contestam a visão do CTR foram estudados.⁹ No modelo de Acharya e Naqvi (2012) é possível que uma política monetária expansionista induza a um aumento da assunção de risco por elevar a liquidez do sistema bancário e, portanto, o modelo sugere uma política de reação como a de opor-se à liquidez (*leaning against liquidity*), isto é, fazer uma contração na PM em períodos de excesso de liquidez. Desenvolvendo um modelo de custo de monitoramento, Dell’Ariccia, Laeven e Marquez (2014) encontraram dois resultados interessantes. Um deles foi que quando há a possibilidade de ajuste do capital e da alavancagem, taxas de juros mais baixas elevam a alavancagem dos bancos e reduzem seu monitoramento, implicando em maior assunção de risco. Já de acordo com o segundo resultado, quando não se pode alterar a estrutura de capital, uma queda nas taxas de juros tem resultados heterogêneos quanto à capitalização dos bancos. Bancos mais capitalizados diminuem seu monitoramento e aumentam a tomada de risco, enquanto que bancos menos capitalizados agem de forma oposta. Importante notar que este resultado se contrapõe ao obtido pela teoria de “mais pele em jogo”, discutida anteriormente.

Angeloni, Faia e Duca (2015) fundamentaram o CTR pela estrutura de financiamento das IF's. No modelo, uma expansão monetária reduz o custo de financiamento de curto prazo (depósitos) fazendo com que estes sejam preferidos ao financiamento por capital próprio

⁹ Está literatura continua em expansão e alguns outros exemplos de artigos que desenvolveram modelos teóricos compatíveis com o CTR foram: 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; 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; VALENCIA, Fabian. Monetary policy, bank leverage, and financial stability. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 47, p. 20-38, 2014; e 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.

(considerado menos propenso ao risco). Desta forma há um aumento da alavancagem e do risco financeiro que leva a um equilíbrio com maior probabilidade de corridas bancárias, maior volatilidade e menor produto. Os resultados e conclusões desses modelos compatíveis com o CTR contribuem para racionalizar e completar seu arcabouço teórico.¹⁰

A fragmentação da literatura pode dificultar relacionar todos os canais sugeridos pelo qual o CTR possa ser relevante. O Quadro 1 ajuda nesta tarefa com um resumo dos mecanismos propostos e os canais de atuação desses mecanismos. Dessa forma, torna-se mais claro o confronto do exercício empírico com a teoria.

Quadro 1 – Mecanismos propostos e via de atuação para que o canal de tomada de risco seja efetivo.

Mecanismo enfatizado	Canal de atuação	Estudos
Procura por taxas de rendimento (<i>search for yield</i>).	A procura por taxas de rendimento tem diferentes justificativas. Uma razão comportamental ou psicológica para isto acontecer é a chamada ilusão monetária, em que agentes buscam manter maiores retornos pois estão preocupados com os retornos nominais e não com os reais. Mesmo sem a ilusão monetária, questões institucionais ou contratuais podem fazer com que gestores busquem um mínimo de retorno nominal, sendo que quando as taxas caem abaixo deste mínimo há incentivo à maior assunção de risco para manter os retornos (o gestor pode estar obrigado a este mínimo pelo contrato ou tê-lo devido a um incentivo de compensação financeira caso o atinja). Isto é, quando as taxas de juros estão altas é provável que a maioria desses incentivos e contratos consigam ser satisfeitos com aplicações em ativos mais seguros.	Rajan (2006); Dell’Ariccia e Marquez (2006) e Borio e Zhu (2012)
Precificação de ativos, rendas e fluxos de caixa.	Uma redução das taxas de juros tende a valorizar ativos, rendas e colaterais e, além disso, também tende a reduzir a volatilidade desses ativos. Este efeito reduz a percepção e estimativas do risco por parte das IF’s que, conseqüentemente, se tornam mais tolerantes ao risco. Este mecanismo se assemelha ao mecanismo do acelerador financeiro de Bernanke e Gertler, no entanto, o foco é na qualidade e não na quantidade de empréstimo. Além disso, há diferenças nas justificativas teóricas, com o CTR evidenciando outras fricções financeiras, como por exemplo a variabilidade na precificação do risco frente ao ciclo de negócios. Por esta via o CTR é também um catalisador e amplificador do acelerador financeiro.	Adrian e Shin (2009, 2010a, b); Borio e Zhu (2012); Allen e Gale (2007)
Substituição de ativos. Teoria de portfólio.	Mudanças nas taxas de retorno de ativos livres de risco implicam em um rebalanceamento dos portfólios das IF’s. Caso as taxas livres de risco caiam, a teoria de portfólio sugere que estes ativos mais seguros terão seu peso reduzido na carteira, ao passo que acontecerá um aumento da demanda por ativos mais arriscados. (Esta teoria de portfólio pode estar incorporada ao mecanismo mais geral de precificação de ativos).	De Nicolò <i>et al.</i> (2010); Dell’Ariccia, Laeven e Marquez (2014)
Canal de alavancagem.	Uma expansão monetária implica em valorização dos ativos e aumento do capital próprio, levando, conseqüentemente, a redução da alavancagem. Partindo da hipótese que as IF’s seguem estratégias de alavancagem constantes ou pró cíclicas, tal redução será compensada por um aumento do balanço: aumentando da dívida e dos ativos	Adrian e Shin (2008, 2009, 2010b); De Nicolò (2010)

¹⁰ Estudos sobre fluxo de capitais e relação dos sistemas bancários entre países foram outro ramo para o qual o desenvolvimento teórico do CTR contribuiu. Fundamentado nos avanços conceituais deste canal, novas hipóteses com foco no sistema bancário foram elaboradas 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).

	(possivelmente mais arriscados). Este comportamento é pró cíclico e aumenta a fragilidade do sistema bancário. (Este canal pode estar incorporado ao mais geral de precificação de ativos).	
Comunicação e função de reação do Banco Central.	Dois canais de atuação principais são enfatizados. O primeiro é quando, devido à transparência da comunicação do Banco Central, o BC tem êxito em reduzir a volatilidade do mercado e, portanto, reduzir a percepção de risco das IF's. Esta primeira via é controversa, uma vez que outras teorias sugerem que a maior transparência e previsibilidade permitem às IF's alocar e precificar o risco de forma mais eficiente. O segundo canal é pelo efeito de seguro, que leva um problema de risco moral já explicado na nota de rodapé 8. Ressalta-se que este mecanismo age principalmente em resposta à expectativa da PM futura e não a PM corrente.	Borio e Zhu (2012); Diamond e Rajan (2009); Farhi e Tirole (2009, 2012).
Deslocamento de risco (<i>risk-shifting</i>).	Nos modelos tradicionais de deslocamento de risco, problemas de informação assimétrica juntos aos de responsabilidade limitada das IF's fazem com que o comportamento de assunção de risco seja excessivo. É possível que uma expansão da PM e a consequente redução da taxa que as IF's têm de pagar aos seus depósitos mitigue tais problemas de agência e reduzam o comportamento de assunção de risco excessivo. Portanto o deslocamento de risco tradicional justifica uma relação positiva entre taxa de juros e assunção de risco, contrariando os mecanismos do canal de tomada de risco.	De Nicolo (2010); Dell'Ariscia, Laeven e Marquez (2014); Dell'Ariscia, <i>et al.</i> (2017)
Resposta heterogênea		
Capitalização.	Quanto mais capitalizada é a IF, maior seriam seus incentivos para melhorar o monitoramento e a triagem e, assim, reduzir a tomada de risco. A ideia é que as IF's com mais capital próprio internalizam o custo de calote. No entanto, caso se considere os efeitos de deslocamento de risco, como em Dell'Ariscia <i>et al.</i> (2017), o resultado pode ser ambíguo. Quanto menos capitalizado e mais alavancado é o banco, mais se espera que o efeito do deslocamento de risco se acentue, fazendo com que a relação entre a PM e assunção de risco fique positiva. Da mesma forma, quanto maior fosse a capitalização, menos importante se torna o deslocamento de risco, e mais relevante ficam os outros mecanismos de assunção de risco, os quais seriam negativamente correlacionados com a PM. Neste caso, considerando essas duas forças, uma maior capitalização pode levar a maior assunção de risco devido à redução da importância do deslocamento de risco, resultado contrário ao previsto na teoria de mais pele em jogo.	Holmstrom e Tirole (1997); Keeley (1990); De Nicolo <i>et al.</i> (2010); Dell'Ariscia, Laeven e Marquez (2014)
Liquidez.	O CTR é compatível com a justificativa que uma maior liquidez no sistema bancário como um todo, junto à problemas de agência, induza a um aumento da assunção de risco. Pode-se estender este argumento para bancos individuais e verificar se uma maior liquidez bancária é compatível com maior assunção de risco. Ao contrário, outro indício teórico sugere que a maior liquidez bancária reflete maior aversão ao risco e, portanto, espera-se que as IF's mais líquidas sejam menos incentivadas a tomar risco em uma PM expansionista. Tal indício vai de acordo com as evidências encontradas para o canal de empréstimo bancário, em que bancos mais líquidos são menos sensíveis a PM.	Adrian e Shin (2010b); Acharya e Naqvi (2012); Delis e Brissimis (2011); Geršl <i>et al.</i> (2015)
Tamanho.	O tamanho da IF pode ter efeitos ambíguos na assunção de risco. Devido à maior capacidade de diversificação é possível argumentar que bancos maiores reteriam mais ativos arriscados. Também pode-se pensar em um incentivo para assumir mais risco relacionado a um raciocínio como o "grande demais para falir" (<i>too big to fail</i>) por parte das IF's. Ao mesmo tempo, bancos maiores estão sujeitos a maior exame regulatório e podem ser compelidos a assumirem menos riscos.	Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014); Delis, Hasan e Mylonidis (2011); Ioannidou, Ongena e Peydró (2015)

Lucratividade/ rentabilidade.	A literatura sugere que um maior nível de ativos arriscados está associado a maiores lucros. Por outro lado, há a possibilidade de associação à teoria de “mais pele em jogo”. O valor de mercado da empresa é avaliado pelos fluxos descontados dos lucros futuros. Assim, caso a expectativa de lucros futuros aumente, o valor de mercado também aumenta. O maior valor de mercado faz com que a IF tenha mais a perder e, portanto, passe a internalizar um maior o custo de calote, reduzindo sua tomada de risco.	De Nicolo <i>et al.</i> (2010), Delis e Kouretas (2011)
Poder de mercado.	O canal de atuação é baseado no argumento de procura por taxas de rendimento. Quanto maior o poder de mercado da IF, menos seria necessário e provável que aquela instituição aderisse ao comportamento de procura por taxas de rendimento. Isto é, maior poder de mercado, menores são os incentivos a tomada de risco.	Delis e Brissimis (2011)
Competição bancária.	A competição bancária pode levar a maior tomada de risco por i) reduzir o valor de mercado e a capitalização dos bancos ou ii) elevar a pressão sobre os lucros, incentivando a procura por taxas de rendimento.	Keeley (1990); Dell’Ariccia e Marquez (2006)

Fonte: Elaboração do autor.

A análise do Quadro 1 indica que a maioria dos argumentos seguem uma mesma lógica, em que a PM afeta a percepção e a postura com relação ao risco que levam não só a uma mudança na quantidade ofertada de crédito como também na sua qualidade. Esta relação é majoritariamente negativa: uma redução das taxas de juros elevaria a assunção de risco. No entanto, esta relação negativa pode ser reduzida pelo mecanismo de deslocamento de risco (DELL’ARICCIA *et al.* 2017). Do mesmo modo, argumenta-se que, em geral, os canais apresentados são intensificados quando há persistência prolongada do período de flexibilização.

Por fim, se verificado empiricamente, a teoria apresenta importantes mudanças em como se compreende os mecanismos de transmissão da PM, podendo inclusive justificar aperfeiçoamentos na elaboração da PM e na regulação prudencial a partir de sugestões de boas práticas (RAJAN, 2006). No próximo capítulo debate-se os estudos empíricos que buscaram analisar a existência e características do CTR.

3 EVIDÊNCIAS DO CANAL DE TOMADA DE RISCO

A literatura vigente investigou a reação do risco à PM analisando como reagem os padrões de empréstimos dos bancos e a precificação dos riscos bancários e de crédito. Os estudos se diferenciam principalmente quanto a base de dados e a estratégia de identificação. Em relação aos dados, é comum utilizar informações de empréstimos, de balanços bancários, de agências de classificação de risco e de registro de crédito. Quanto às estratégias, de uma forma geral, procura-se obter medidas de risco nas bases de dados e analisar seus comportamentos em resposta às variações da PM ou da situação da PM.

A revisão apresentada é dividida em duas partes: primeiro os estudos internacionais para economias desenvolvidas e depois os estudos para economias emergentes, incluindo a literatura nacional. Vale ressaltar que o foco será nos estudos que empregaram microdados, deixando em segundo plano as pesquisas com dados agregados¹¹, uma vez que a literatura empírica do CTR recorre mais tradicionalmente aos microdados com o fim de isolar a análise do CTR dos demais canais da PM.

3.1 Economias desenvolvidas

A partir de uma base de dados para mais de quinze economias (EUA e Europa) e mais de 600 bancos, Altunbas, Gambacorta e Marques-Ibanez (2014) investigaram o CTR utilizando balanços bancários e o *expected default frequency* (EDF), que é uma medida de risco computada pela agência de classificação de risco Moody's KMV. O uso do EDF foi 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. Os autores encontraram evidências favoráveis ao CTR para o período entre 1998 e 2008. Especificamente, verificaram que períodos em que a taxa de juros estava abaixo de um determinado limiar houve elevação do EDF. Também verificaram que o canal seria reforçado por períodos mais prolongados de flexibilização monetária. Os resultados foram

¹¹ O leitor é convidado a explorar alguns dos exemplares dessa literatura: Bekaert, Hoerova e Duca (2010), Buch, Eickmeier e Prieto (2014a, b) e Angeloni, Faia e Duca (2015).

robustos ao uso de diferentes medidas de risco e a outros fatores que poderiam afetar as medidas de risco, tal como excesso de empréstimo, regulação institucional e competição.

O EDF também foi usado como medida de risco para investigar o canal de assunção de risco na pesquisa de Michalak (2011), que trabalhou com bancos do oeste europeu para o período de 1997 a 2008. Michalak (2011) explorou mais a fundo a relação entre competição bancária, canal do risco e estabilidade financeira, encontrando evidências favoráveis ao canal do risco. O autor pondera que seus resultados referentes à competição bancária dependem da medida utilizada. Pelo indicador de Boone, uma maior competição em empréstimos agrava a tomada de risco. Resultado este, compatível com a procura por taxas de rendimento. Já pelo índice de Lerner, uma maior competição do sistema bancário elevaria a estabilidade financeira.

Com base em pesquisas de empréstimos, Maddalloni e Peydró (2011) investigaram se os padrões para concessão de empréstimos se alteraram devido à situação da PM, que foi considerada através de resíduos de uma regra de Taylor. As evidências foram favoráveis ao CTR, apontaram haver relaxamento nos padrões de empréstimos quando a situação da PM foi expansionista. Os resultados, inclusive, assemelham-se aos de Altunbas, Gambacorta e Marques-Ibanez (2014) quanto à relevância da persistência da situação da PM nos padrões de empréstimos, cujas magnitudes tendem a ser maiores quanto mais tempo a PM ficar em uma situação expansionista. O exercício empírico de Aramontes, Lee e Stebunovs (2015) também utilizou pesquisas de empréstimos.¹² O estudo se destaca ao apresentar evidências consistentes com o CTR para o período após a crise financeira internacional, a amostra foi para os EUA entre 2010 a 2013.

De Nicolò *et al.* (2010) recorreram a capitalização dos bancos como estratégia de identificação. O raciocínio é que existem duas forças opostas para o CTR, uma pelos mecanismos discutidos por Borio e Zhu (2012), que implica em uma relação negativa entre PM e assunção de risco, e outra pelo mecanismo de deslocamento de risco que leva a uma relação positiva (QUADRO 1). A primeira força deveria se sobrepor à segunda para bancos mais capitalizados, enquanto que 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. Em dois

¹² Os autores focaram em empréstimos “sindicalizados” (*syndicated loans*). Empréstimos sindicalizados são providos por um grupo de credores que trabalham juntos para financiar um ou poucos tomadores de empréstimo, geralmente os volumes são expressivos e está é uma forma comum de financiamento corporativo nos EUA e Europa.

exercícios para os Estados Unidos, os autores encontraram evidências de que a situação e nível da PM foram negativamente relacionadas com a assunção de risco e que esta relação foi menos significativa para bancos menos capitalizados, como enfatizado por suas hipóteses teóricas.

Artigos utilizando dados de balanço bancários, como em Delis e Kouretas (2011), são mais símeis a este. Os autores fizeram uma avaliação mais geral da relação entre o risco bancário e a PM para dezesseis economias da área do Euro no período de 2001 a 2008. Investigaram principalmente a reposta do risco bancário às mudanças no nível da taxa de juros e, em segundo momento, analisaram a resposta a variações na taxa de juros (canal de risco).¹³ Em ambos os casos os resultados foram similares, com o risco respondendo negativamente a mudanças no nível ou a variações da taxa de juros, sendo que com magnitude menor para bancos mais capitalizados.

Outros trabalhos com balanços foram os de Delis e Brissimis (2010), para bancos dos EUA e do oeste europeu entre 1994 e 2007, e de Delis, Hasan e Mylonidis (2011), que analisaram o comportamento de risco dos bancos dos EUA nas décadas de 1990 e 2000. As evidências deste último sugeriram que uma situação da PM expansiva reduz a assunção de risco no curto prazo, porém a aumenta no médio prazo. Este fato está conforme a ideia de que menores taxas de juros facilitam as condições para se honrar os empréstimos já concedidos, reduzindo o risco total em um primeiro momento. Porém, em um segundo momento e justificado pelo CTR, o risco passa a aumentar devido à piora nos padrões dos novos empréstimos. Esta hipótese foi corroborada pelos resultados encontrados quando analisaram somente empréstimos novos (base de empréstimos sindicalizados), em que o aumento de risco ocorre no curto prazo, não apenas no médio prazo. Já Delis e Brissimis (2010) contribuíram focando nas possíveis heterogeneidades de resposta ao canal. Características como liquidez, capitalização e poder de mercado foram examinadas. Apesar de encontrar uma relação (marginalmente) negativa entre política monetária e risco de crédito, as evidências não apontaram para mudanças relevantes nas repostas das diferentes características analisadas.

O trabalho de Jiménez *et al.* (2014) para a Espanha se destaca. Foi um dos primeiros a contribuir com evidências empíricas (primeira versão em 2007) e a utilizar uma base de registro de crédito. Ao contar com tal base, os autores puderam recorrer à correspondência de

¹³ O modelo em nível avalia como o risco responde ao nível das taxas de juros, podendo ser interpretada em como a taxa de juros determina o nível de risco. Já o modelo em primeira diferença, avalia como as mudanças no risco (interpretadas como tomada de risco) respondem às variações da taxa de juros, esta é uma interpretação de mecanismo de transmissão da política monetária (canal de tomada do risco).

empréstimos das IF's para as firmas, possibilitando uma rica exploração. Desta forma, os autores foram pioneiros na utilização do modelo de seleção como estratégia de identificação. Os resultados para o período de 2002 a 2008 indicaram que quando há redução da taxa de juros de curto prazo, bancos concedem mais empréstimos para todas as firmas, porém, aumentam mais que proporcionalmente para firmas consideradas *ex-ante* arriscadas (medida pelo seu histórico de calote). Outro destaque foi que o canal de risco foi mais acentuado para firmas com baixa capitalização. Além deste estudo, outras evidências empíricas foram verificadas utilizando dados de registro de crédito, destacando-se os trabalhos de Gaggl e Valderrama (2010) para a Áustria, Bonfim e Soares (2014) para Portugal e Karapetyan (2016) para Noruega.

Dell'Ariccia, Laeven e Suarez (2017) estudaram o sistema bancário americano pelas informações desagregadas de pesquisas de empréstimos (período de 1997 a 2011). Os autores obtiveram resultados favoráveis ao funcionamento do canal, com evidências de que a assunção de risco dos bancos (medida pela classificação anterior de risco dos novos empréstimos) é negativamente correlacionada a variações nas taxas de juros. Não obstante, em conflito com os indícios constatados por Jiménez *et al.* (2014) e também Delis e Kouretas (2011), encontraram evidências que bancos mais capitalizados possuem essa relação mais acentuada. Os autores comentam que apesar dos resultados serem robustos e significantes, a magnitude dos efeitos não foi grande e complementam: “*As has been the case for the lending channel literature, it might be easier to establish the existence of a risk-taking channel than to reliably quantify its importance*” (DELL'ARICCIA, LAEVEN; SUAREZ, 2017, p.39)

3.2 Economias em desenvolvimento.

O primeiro estudo para uma economia emergente do nosso conhecimento foi o de Ioannidou, Ongena e Peydró (2015) para a economia Boliviana (primeira versão em 2008). Durante o período de investigação, 1999 a 2003, a economia bancária Boliviana era altamente dolarizada e, portanto, a situação da PM era determinada pelas ações do Banco Central dos Estados Unidos (FED), que pouca ou nenhuma correlação tem com a situação da economia Boliviana. Este fato permitiu, como argumentaram os autores, que fosse empregado uma medida de PM verdadeiramente exógena, o que facilitou o processo de identificação do CTR. A partir da base de registro de crédito da Bolívia os autores encontraram evidências favoráveis ao CTR: uma PM expansionista aumenta a chance de firmas consideradas *ex-ante* mais

arriscadas (medido pelo seu histórico) obterem novos empréstimos e que esses empréstimos apresentaram *ex-post* uma maior taxa de calote. Também observaram que a PM expansionista diminuiu o calote dos empréstimos já concedidos, reduzindo em um primeiro momento o risco total da carteira de financiamento das instituições financeiras. Além disso, foi encontrado que bancos mais líquidos, com menos acesso a fundos financeiros internacionais e menos capitalizados assumem mais (menos) risco quando os juros estão mais baixos (altos) (IOANNIDOU, ONGENA; PEYDRÓ, 2015).

Outros estudos para a América Latina foram os de López, Tenjo e Zárate (2011, 2012), que investigaram diferentes amostras de registro de empréstimo para a Colômbia na década de 2000. As evidências favorecem a existência de um CTR. Além disso, os exercícios indicaram que uma PM expansiva aumentou o apetite de risco dos bancos, mas ao mesmo tempo diminuiu o risco de empréstimos concedidos anteriormente à flexibilização da PM. Também encontraram que, para a economia Colombiana, quanto menor e menos capitalizada for a IF, maior foi o efeito da PM expansionista. Geršl *et al.* (2015), para a República Tcheca e recorrendo ao registro de crédito do país, encontraram resultados similares aos da Bolívia e Colômbia para seu modelo de “análise de sobrevivência” (*survival analysis*), em que o impacto da PM foi diferente entre empréstimos já concedidos ou novos. Porém, os resultados desta pesquisa divergiram dos outros com relação às características bancárias, com bancos mais líquidos concedendo empréstimos menos arriscados. Além disso, o outro modelo utilizado, o *probit*, não corroborou 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 encontraram evidências da existência de um 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 e Boateng (2015) testaram se o excesso de reservas involuntárias das IF's foi uma característica importante no CTR. O exercício não revelou um CTR ativo para a China. Já para a Turquia, Özşuca e Akbostanci (2016) encontraram evidências favoráveis ao CTR. Os resultados sugeriram um comportamento semelhante ao de diversos artigos, em que o impacto da PM depende das características bancárias e se a análise foi para empréstimos novos ou já concedidos.

3.2.1 Brasil

A literatura brasileira sobre o CTR se concentrou nas evidências com bases agregadas, como foi o caso de Tavares, Montes e Guillén (2013), que investigaram, para dados de 2005 a 2012, como a PM influenciou os prêmios dos seguros bancários referentes às perdas com operações para pessoas físicas. Verificaram que o risco, medido pelo prêmio dos seguros, aumentava quando exposto a uma elevação do nível da política monetária. Outros autores que encontraram evidências, a partir de dados agregados, foram Montes e Peixoto (2014) e Montes e Scarpari (2014) que investigaram o terceiro mecanismo enfatizado por Borio e Zhu (2012), o de comunicação e credibilidade do Banco Central.

A primeira investigação empírica com microdados foi a de Tabak, Laiz e Cajueiro (2010), que recorreram aos dados de balancetes bancários¹⁴ para analisar o canal de empréstimo para o período de 2003 a 2009 e, ao mesmo tempo, avaliaram o comportamento de algumas variáveis de risco frente às variações da PM. Os exercícios a respeito do CTR foram conflituosos e dependeram da medida de risco utilizada. Sem oferecer um consenso e por ser uma avaliação sob o modelo teórico do canal de empréstimos e não do canal de tomada de risco, revela-se a necessidade de mais exploração do tema.

Barroso, Souza e Guerra (2016) verificaram a existência do CTR sob a ótica do risco sistêmico. Recorrendo aos dados de balanços, para o período de 2005 a 2014, os autores encontraram uma 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. Sendo assim, até onde sabemos, este é o primeiro estudo que usa dados micro bancários e que se dedica exclusivamente a avaliação do CTR para a economia brasileira. Além disso, o uso de novas estratégias (medidas de risco, controles e situação da PM) e a extensão do período avaliado contribuem para o caráter inédito da pesquisa aqui proposta.

A despeito da literatura empírica quanto ao CTR ser da década de 2010, resultados recorrentes permitem traçar algumas conclusões. Em primeiro lugar, mesmo não havendo unanimidade, a maioria das evidências favorecem a existência do CTR, especialmente nas

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.

economias desenvolvidas. Não obstante, vale ressaltar, que as pesquisas 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, sendo necessária muita atenção na comparação dos resultados. Com isto em mente, mais dois resultados gerais se destacam. As características bancárias parecem ser relevantes, contudo as direções e significâncias das mesmas estão longe de ser um consenso, sugerindo, talvez, que essa relação dependa da economia em que se está analisando, sendo uma questão empírica determinar qual das forças apresentadas no capítulo 2 são prevaletentes. Por fim, o impacto da PM no risco parece depender do momento em que o empréstimo foi concedido. O CTR estaria plenamente ativo para os empréstimos novos, mas uma PM expansionista pode reduzir o risco de crédito dos empréstimos concedidos anteriormente à esta política. Isto acontece porque empréstimos antigos passam a ter menores encargos financeiros ou melhores condições de refinanciamento após a PM. A mesma lógica, mas inversa, ocorre quando acontece uma contração da PM, aumentando o risco das carteiras já concedidas, mas reduzindo a assunção de risco dali em diante. Logo, pode-se traçar implicações disto para estratégias da PM, em que a flexibilização por um longo período tenderia a elevar o risco na medida em que novos empréstimos (mais arriscados) ganhem mais espaço na carteira de financiamento em detrimento dos empréstimos antigos (beneficiados pela redução da taxa de juros). Por isso, de acordo com as evidências, cautela é necessária após um longo período de flexibilização, pois uma contração da PM ocasionaria, ao menos no curto prazo, um agravamento do risco devido à elevação dos calotes tendo em vista os empréstimos de pior qualidade concedidos anteriormente.

A seguir, buscando contribuir para esta literatura que está em franca expansão, apresenta-se a base de dados deste exercício empírico e em seguida os resultados.

4 BASE DE DADOS E CARACTERÍSTICAS RELEVANTES

As informações das instituições financeiras foram obtidas de três fontes distintas da base de dados de informações para análise econômico-financeira do Banco Central do Brasil. A saber, COSIF, TOP50 e IF.data.¹⁵ 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 e enviada por diversas instituições do SFN (bancos comerciais, múltiplos, de investimento, câmbio, cooperativas, entre outras). As instituições 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 à certo nível de detalhamento.¹⁶ Já 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 de dados. 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.

Os dados são de março de 2000 a dezembro de 2016, totalizando 68 trimestres. Para efeitos de exercício, a amostra iniciou-se em março de 2001 para que 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 a respeito do requerimento de capitais (índice de Basileia) e sobre a classificação de risco da carteira de crédito, já estivessem em vigor e com essas informações sendo divulgadas pelas IF's. A frequência trimestral é compatível com as pesquisas empíricas do CTR, que apresentam desde frequências mensais até anuais. Acredita-se que a frequência trimestral é preferida por proporcionar tempo razoável para que a PM faça efeito e seu impacto no risco seja medido.

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.

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

Informações históricas a respeito do controle, segmento, participação em conglomerado e quanto a fusões, cisões e aquisições das instituições financeiras foram disponibilizadas pelo DESIG (Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro). Além disso, os dados dos balanços foram deflacionados pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) para reais do último trimestre de 2009.

O recorte amostral proposto 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 igual a zero. 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 com 283 IF's e 12567 observações ficou com 184 IF's e 8249 observações. O número de instituições por trimestre varia de 114 a 136 ao longo da amostra, com média de 129 IF's.

4.1 Variáveis e descrição dos dados

A tolerância ao risco das IF's é uma variável não observável, por isto recorre-se a *proxies* de risco. Quatro medidas de risco¹⁹ distintas foram selecionadas. Duas delas são recorrentes na literatura: razão dos créditos inadimplidos (*Non Performing Loans ratio* - NPLr) e *Z-score*. As outras medidas propostas são excesso de provisão (Exp) e índice de Basileia (IB).

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.

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. Também se qualifica que todas as medidas foram derivadas de dados contábeis e, portanto, são focadas no passado. No entanto, a variável de excesso de provisão, como é explicada no corpo do artigo, busca aproximar uma medida que foca no futuro. De forma genérica, os exercícios com balanços bancários que utilizaram tais medidas se basearam 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.

Ressalta-se que as medidas de NPLr e ExP analisam fundamentalmente o risco de crédito, enquanto que *Z-score* e IB captam um risco bancário mais abrangente.²⁰

Desde 2000, com a publicação da resolução 2682, as IF's no Brasil são obrigadas a classificarem suas operações de crédito entre 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, portanto, somando os empréstimos classificados de E até H, tem-se o NPL, sendo o NPLr formalmente definido da seguinte maneira:

$$NPLr_{it} = \frac{NPL_{it}}{Crédito\ total_{it}} \quad (1)$$

Isto é, a quantidade de empréstimos atrasados acima de 90 dias em t sob o estoque de crédito total em t . Estes empréstimos estão em calote ou perto disso, de forma que a probabilidade de recuperação neste intervalo de atraso cai substancialmente. Quanto maior a proporção de NPL sobre o crédito total, pior é a qualidade da carteira de crédito e mais arriscada é a mesma. Isto é, NPLr é uma *proxy* para risco de crédito e qualidade dos ativos da instituição. A resolução 2682 também definiu uma provisão mínima obrigatória para cada categoria de classificação de crédito.²¹ A partir dessa informação, construiu-se a métrica de risco chamada de excesso de provisão²² (ExP), definida da seguinte maneira:

$$Exp_{it} = \frac{(Prov_{it} - Prov.\ requerida\ por\ lei_{it})}{Credito\ Total_{it}} \quad (2)$$

A hipótese proposta foi que as IF's aumentam o excesso de provisão quando acreditam que em um futuro próximo terão maiores perdas com calotes. Logo, é uma percepção *ex-ante* do risco, sendo que um maior ExP expressa um aumento da percepção do risco de crédito pela IF. Já a medida *Z-score* é definida por:

$$Z_{it} = \frac{ROA_{it} + \frac{Pat.Liq_{it}}{Atotal_{it}}}{\sigma(ROA_i)} \quad (3)$$

²⁰ Também 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 n° 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.

onde ROA_{it} é o retorno sobre o ativo do banco i (lucro líquido dividido pelo ativo total), e σ é o desvio padrão do retorno sobre o ativo do banco i para todo o período da amostra.²³ O termo $Pat. Líq_{it}/Atotal_{it}$ é o nível de capitalização, uma medida de saúde do balanço bancário definida pela razão entre patrimônio líquido e ativo total. O Z -score reduz ou quando a variabilidade de seus retornos aumenta (denominador), ou quando o seu nível de capitalização ou retorno reduzem (numerador). Ou seja, quanto menor o Z -score maior é o risco bancário. Segundo Delis, Hasan e Mylonidis (2011) é importante ressaltar que um maior risco medido pelo Z -score pode ser devido às condições macroeconômicas gerais que afetam exogenamente seus componentes.

A última medida de risco, índice de Basileia, é um requerimento mínimo de capital baseado em recomendações internacionais emitidas pelo comitê de supervisão bancária do BIS (*Bank for International Settlements*). No Brasil, o valor mínimo exigido é de 11% para o período analisado. Assim, o IB determina quanto de capital os bancos devem reservar para cobrir riscos de seus empréstimos ou problemas operacionais. Logo, quanto maior o índice de Basileia menor é o risco desse banco ter problemas em honrar seus compromissos. O índice é calculado por:

$$IB_{it} = \frac{\text{Patrimônio de Referência (PR)}_{it}}{\text{Ativos Ponderados pelo risco (RWA)}_{it}} \quad (4)$$

O patrimônio de referência (PR) é o capital disponível do banco, é essencialmente o 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) é uma abordagem padronizada para se calcular às exposições ao risco de um banco, dividindo-a em três parcelas: risco de crédito, risco de mercado e risco operacional.²⁴

As correlações entre as medidas de risco são expostas na Tabela 1. Observa-se que apesar de todas as *proxies* medirem alguma forma de risco bancário, as mesmas não apresentam alta correlação, o que corrobora o comentário sobre a dificuldade de encontrar uma única medida satisfatória. Não surpreende que a correlação entre NPLr e ExP seja positiva e Z -score

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>

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. A mesma correlação positiva acontece com IB e *Z-score*, em que as medidas de risco caminham na mesma direção. As correlações mais altas foram entre NPLr e ExP e entre IB e *Z-score*, as duas primeiras focam no risco de crédito e as duas últimas em um risco bancário geral. Ressalta-se que a correlação de IB e NPLr não possui o sinal esperado, no entanto, esta correlação foi a menos expressivas em termos absolutos.

Tabela 1 – Correlação entre as variáveis de risco.

Medidas de risco ¹	NPLr	ExP	<i>Z-score</i>	IB
NPLr	1			
ExP	0.1664	1		
<i>Z-score</i>	-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.

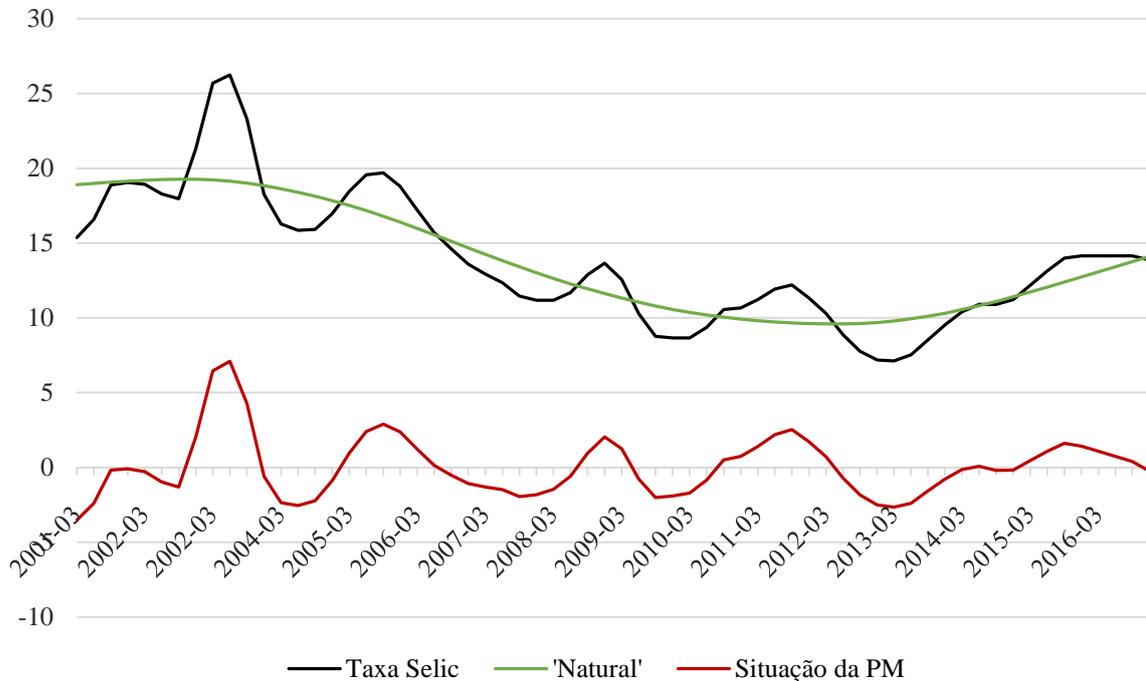
A medida de política monetária é essencial para a análise desejada. Foi escolhida a taxa nominal²⁵ de juros Selic anualizada (série 4189, BCB). Para a situação da PM, recorre-se à distância entre esta taxa e o componente de tendência da mesma construído através do filtro de Hodrick-Prescott (HP). A variável 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 do determinado limiar (*benchmark*) ajudam a aproximar a teoria das proposições empíricas deste exercício.

Observa-se, na Figura 1, que o componente de tendência 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. Esses valores são maiores que os vigentes em economias desenvolvidas, especialmente onde os exercícios empíricos similares ocorreram. Portanto, este

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.

estudo avança na literatura investigando um país com características diferentes das economias frequentemente investigadas.

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



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 pelo software estatístico Stata14.

Fonte: Elaboração do autor.

Tamanho, liquidez e capitalização foram as principais características bancárias incorporadas no modelo para captar a heterogeneidade das respostas entre os bancos. Como explicitado no Quadro 1, há diversas razões para supor que a assunção de risco dependa dessas e de outras características. Além disso, não há consenso quanto aos sinais, sendo assim importante investigá-los. O tamanho da instituição financeira foi definido pelo logaritmo do ativo total. A liquidez foi definida pelos ativos líquidos dividido pelo ativo total e a capitalização pela razão entre patrimônio líquido e ativo total. Além delas, eficiência, medida como receita operacional total por despesa operacional total, e rentabilidade, medida como lucro (antes do imposto) pelo ativo total, também foram incorporadas à análise.

Incorpora-se ainda controles qualitativos pouco explorados pelo CTR, mas que são populares na literatura do canal de crédito. Ioannidou, Ongena e Peydró (2015) foi o único trabalho, do nosso conhecimento, que empregou algumas dessas características para o CTR. Três características de controle bancário foram consideradas: bancos sob controle público, bancos sob controle privado nacional e bancos sob controle privado estrangeiro. Outra variável

categorica foi se a IF participa ou não de conglomerado financeiro. Para a 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 as variáveis selecionadas para captar o ciclo macroeconômico da economia. Conforme De Nicolò *et al.* (2010), é importante controlar pelo ambiente macroeconômico porque há uma relação própria entre menores taxas de juros e empréstimos mais arriscados. Esta relação se dá porque quando a atividade econômica está mais fraca, é comum que a taxa de juros da política monetária esteja menor e, ao mesmo tempo, os empréstimos concedidos sejam considerados mais arriscados. Segundo este argumento, os empréstimos mais arriscados poderiam estar relacionados à atividade econômica e não ao CTR. Outra razão é que se busca 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).

Variáveis macro que buscam medir a liquidez internacional e o risco macroeconômico também foram incluídas como controle. As medidas de risco selecionadas foram o EMBI + Risco Brasil e o índice VIX da CBOE, a primeira uma medida interna do risco e a segunda externa. Segundo Rajan (2006) e Bruno e Shin (2015a, b), medidas de risco macroeconômico são relevantes para explicar o comportamento de assunção de risco das IF's em diferentes períodos dos ciclos de negócios. Estes autores também ressaltam, corroborados pelo modelo de Acharya e Naqvi (2012), 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 tem por objetivo filtrar os efeitos nas medidas de risco que estão relacionadas direta ou indiretamente com os ciclos de negócios e, assim, ajudar a mitigar algum viés de omissão de variável.

A Tabela 2 contém as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas principais regressões. Alguns dados apresentados se destacam. O primeiro foi que todas as *proxies* de risco foram 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 foi superior ao teto esperado de cem. 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 IF's mantêm uma classificação consistente da carteira. A mediana igual a zero para ExP indica que em metade das observações da amostra as IF's não apresentaram excesso de provisão, fazendo somente as provisões obrigatórias. Isto reforça a visão de que quando há excesso de provisão por parte da IF é devido à uma precaução com o aumento do risco da carteira, visto que o aumento da provisão acima do requerido por lei é custoso à instituição.

Tabela 2 – Estatística descritivas das variáveis (2001-T1 a 2016-T4).

VARIÁVEL	N	Média	Min.	1º Quartil	Mediana	3º 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
Δ% PIB	64	0,559	-3,839	-0,307	0,897	1,464	2,510	1,262
Δ% 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
ΔExpectativa 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
ΔEMBI+ Risco Brasil	63	-6,909	-432,0	-52,19	-15,44	46,07	628,7	159,4
ΔTaxa Selic	64	-0,0401	-5,040	-0,873	0	0,735	4,397	1,360
ΔExpectativa 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.

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.

5 ESTUDO EMPÍRICO

5.1 Metodologia

O exercício empírico foi realizado através de painel dinâmico, utilizando-se a 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). Este método possibilita corrigir o problema de endogeneidade discutido por Nickell (1981) em painéis dinâmicos. Em um painel dinâmico, a defasagem do regressando é também covariada e, como o regressando é uma função do termo de erro, a covariada será necessariamente correlacionada com o termo de erro, induzindo ao problema de endogeneidade (BALTAGI, 2005). Isto acontece mesmo que se estime o painel com transformação em diferença ou *within*, causando o viés e inconsistência dos estimadores tradicionais de painel, como efeitos fixos, aleatórios ou MQG. Nickell (1981) mostra que o viés para o estimador de efeitos fixos (*within*) é negativamente relacionado com o T (períodos) e que o estimador é consistente quando $T \rightarrow \infty$. No entanto, nas simulações de Judson e Owen (1999), mesmo com um $T = 30$ o viés encontrado foi próximo de 20% do valor verdadeiro do coeficiente de interesse. A solução dada a esse problema dentro do estimador de GMM é utilizar defasagens do regressando como variáveis instrumentais para o mesmo, como proposto inicialmente por Anderson e Hsiao (1981, 1982).

A estratégia de utilizar defasagens (em nível e/ou primeira diferença) das próprias covariadas como instrumentos para elas mesmas torna mais acessível o uso de instrumentos e facilita contornar a questão da endogeneidade de outras covariadas (BLUNDELL; BOND, 1998). *A priori* pode existir uma 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, apesar de termos ressalvas sobre o quão relevante foi para o Brasil este objetivo sobre à atuação da PM. O uso da situação da PM via filtro HP também é outro meio de contornar ou reduzir o potencial problema da endogeneidade (ALTUNBAS; GAMBACORTA; 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; KOURETAS, 2011).

O estimador GMM permite obter coeficientes consistentes e não viesados, desde que os modelos não estejam sujeitos a autocorrelação de segunda ordem e que os instrumentos sejam válidos. Os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano e Bond ajudam a identificar se o modelo está corretamente especificado. Espera-se que exista correlação de primeira ordem, mas não de segunda. A hipótese nula do teste é que os resíduos na regressão em primeira diferença não exibem correlação serial de ordem dois. Já para testar a validade dos instrumentos, os testes de sobreidentificação de Sargan e de Hansen são os sugeridos. A hipótese nula de ambos os testes é que os instrumentos utilizados não são correlacionados com os resíduos, ou seja, as restrições de sobreidentificação são válidas. No entanto, ambos os testes possuem desvantagens, especialmente em amostras com grande T . Segundo Baltagi (2005), a 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 este mantém suas propriedades sob a presença de raiz unitária (DELIS; KOURETAS, 2011), além de ser mais eficiente quando há alta persistência da variável dependente. Uma desvantagem do sGMM sobre o *difference* GMM (dGMM) é que se assume hipóteses adicionais sobre o comportamento dos dados e corre-se maior risco de se ter excesso de instrumentos (ROODMAN, 2009a). Ambos os métodos de GMM²⁶ permitem que o termo de erro seja modelado com um comportamento autoregressivo de primeira ordem, algo possível devido ao comportamento cíclico das variáveis. Além disso, também permitem considerar, se

²⁶ 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 de os 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).

necessário, a heterogeneidade nos dados causada por fatores não observados que afetam as IF's. A equação de referência a ser estimada é:

$$\Delta MR_{it} = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} + c_o x_{i,t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \theta_h Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Onde MR_{it} é a medida de risco do banco i no período t e $MR_{i,t-j}$ é a medida de risco defasada usada para captar a persistência da variável de risco e o ajustamento dinâmico da relação econômica. Segundo Delis e Kouretas (2011), estudos indicam que o comportamento de assunção de risco é altamente persistente, sendo que quando há persistência na variável de risco bancário um modelo estático será viesado. Consequentemente, o uso de painel dinâmico é frequente nos estudos do CTR, Delis e Kouretas (2011), Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014), entre outros. O termo PM_{t-k} representa a política monetária no período $t - k$, que pode ser a taxa Selic ($\Delta Selic_{t-k}$) ou a situação da PM ($CicloGap_{t-k}$): abaixo (expansionista) ou acima (contracionista) da tendência estimada pelo filtro HP. Como comentado em capítulos anteriores, o uso da variável de situação da PM ajuda a distinguir os efeitos do CTR dos outros mecanismos de transmissão. A medida também contribui para reduzir os problemas de endogeneidade entre PM e risco bancário, sendo assim popular nos estudos empíricos como em Maddalloni e Peydró, (2011), Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez, (2014) e Dell'Ariscia *et al.* (2017), entre outros.

É comum considerar que os efeitos de choques da PM sejam constatados com defasagens. Não por acaso, pesquisas que investigam mecanismos de transmissão da PM, como CTR, geralmente utilizam os regressores da PM com defasagens, como propõe-se aqui. Além disso, as medidas de risco propostas neste estudo refletem o risco geral bancário ou na carteira de crédito. Esses riscos podem ser novos ou antigos, oriundos de contratos passados, sendo provável, como já discutido em outros capítulos, que a relação entre a política monetária e as medidas de risco seja defasada.

As características bancárias de interesse (tamanho, liquidez e capitalização) são representadas pelo vetor $x_{i,t-1}$. Para atenuar algum problema de endogeneidade seguiu-se a literatura e utilizou-se as características bancárias sempre defasadas (ALTUNBAS; GAMBACORTA; MARQUEZ-IBANEZ, 2014). $Dum_{h,it}$ representa as variáveis categóricas de propriedade e participação em conglomerado. O banco de referência é nacional, privado e não participa de conglomerado. As três *dummies* são: $Dum_{1,it} = 1$ 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 transmissão.

A quantificação e qualificação da heterogeneidade das respostas a diferentes características bancárias é relevante para aprimorar o entendimento de como este canal da PM pode afetar a economia real (DELIS; BRISSIMIS, 2010). Em especial, há muita discussão na teoria em torno de como o CTR age para diferentes níveis de capitalização. Buscando captar tal heterogeneidade, utilizou-se uma especificação com as variáveis de características bancárias interagindo com a situação da PM. Tal interação é representada pela expressão $c_1 x_{i,t-1} * PM_{t-1}$, que aparece na equação a seguir.

$$\Delta MR_{it} = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} + c_0 x_{i,t-1} + c_1 x_{i,t-1} * PM_{t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \theta_h Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Segundo Delis e Kouretas (2011) é comum ocorrer de multicolinearidade entre as novas variáveis de interação e as variáveis individuais que a compõem. Para amenizar este problema, normalizou-se, para cada trimestre, as características individuais em relação às características médias de todas as instituições financeiras analisadas. A fórmula exata de cada normalização é mostrada a seguir.

$$\begin{aligned} Norm.Tam_{it} &= \ln(Ativo_{it}) - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln(Ativo_{it}) \\ Norm.Liq_{it} &= \frac{Ativos\ Liquidos_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln\left(\frac{Ativos\ Liquidos_{it}}{Ativo_{it}}\right) \\ Norm.Cap_{it} &= \frac{Pat.Líquido_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln\left(\frac{Pat.Líquido_{it}}{Ativo_{it}}\right). \end{aligned} \quad (7)$$

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 6 foi então estimada incorporando tais ajustes para interagi-los com a variável de situação da PM.

5.2 Resultados²⁷

Propôs-se para o estudo empírico quatro especificações principais. A primeira é a base em que se tem como variáveis explicativas da variação do risco bancário a própria variação passada do risco $\Delta MR_{i,t-j}$, 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 junto às anteriores para estudar os efeitos das características bancárias sobre o CTR, incorporando $x_{i,t-1} * PM_{t-1}$, os efeitos do perfil de controle da IF sobre o risco, incorporando $Dum_{c,it}$, e os efeitos da liquidez internacional sobre o CTR, incluindo a taxa FED de curto prazo.

Ao longo de todo o exercício, a escolha de j , defasagens das *proxies* de risco, baseou-se nos testes Arellano-Bond de autocorrelação. Em alguns casos incluiu-se defasagens não estatisticamente significantes ao nível de 10%, mas que os testes de autocorrelação indicaram como a melhor opção no modelo. Em relação à sobreidentificação das especificações, optou-se por utilizar o teste de Hansen por ser robusto à heterocedasticidade. Devido à extensão da amostra e o conseqüente problema de excesso de instrumentos, definiu-se a utilização de apenas um instrumento para cada variável e defasagem, ao invés do uso de um instrumento para cada período (T), variável e defasagem. Ao realizar uma média de cada instrumento, para cada variável e defasagem, no tempo (T), reduz-se substancialmente a matriz de instrumentos utilizados (ROODMAN, 2009a, b).²⁸

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 o modelo com duas defasagens os resultados foram qualitativamente semelhantes, sendo que a partir dos modelos com $k = 3$ houve alterações significativas nos valores e significâncias dos coeficientes da medida de política monetária. Uma vez que as

²⁷ Todas as estimativas e resultados apresentados neste e nos outros tópicos foram executados utilizando o software estatístico Stata14.

²⁸ Para este procedimento utilizou-se a opção “colapsar” (*collapse*) do comando *xtabond2* do software estatístico Stata 14 (ROODMAN, 2009b).

variações da PM tendem a ter valores similares em um mesmo ciclo (de expansão ou contração), atribui-se os problemas, a partir de $k = 3$, à multicolinearidade.

Sobre as análises envolvendo a medida de risco *Z-score*, adotou-se o padrão da literatura trabalhando com seu logaritmo. Este procedimento visa reduzir a assimetria desta medida de risco. Outro procedimento importante é que todas as regressões das variáveis de risco *Z-score* e IB foram feitas nos seus valores negativos: $\{-1 \times \ln(Zscore)\}$ e $\{-1 \times IB\}$. Ou seja, uma variação positiva do valor do índice de Basileia ou do *Z-score* representam nas regressões um aumento do risco bancário. Isto foi feito para facilitar a comparação dos resultados das regressões das quatro medidas de risco estudadas. Desta maneira, toda vez que o coeficiente associado a uma covariada for positivo (negativo), pode-se relacionar elevações (reduções) marginais nessa covariada com maior (menor) assunção de risco.

Para todos os resultados das regressões contidas nas Tabelas 3 a 6, o *p*-valor do teste Hansen de sobreidentificação é superior a 0,1, indicando a não rejeição da hipótese nula, a 10%, de que os instrumentos são válidos. Os testes m(1) e m(2) de autocorrelação de primeira e segunda ordens apresentam *p*-valores em conformidade a um bom ajuste do modelo, com a rejeição de ausência de autocorrelação a 10% de significância para m(1) e a não rejeição, ao mesmo nível de significância, para m(2).²⁹

²⁹ Se ε_{it} for serialmente não correlacionado, então $\Delta\varepsilon_{it}$ será correlacionado com $\Delta\varepsilon_{it-1}$. Isto porque $COV(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{it-1}) = COV(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}, \varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}) = -COV(\varepsilon_{it-1}, \varepsilon_{it-1}) \neq 0$. Porém, $\Delta\varepsilon_{it}$ não será correlacionado com $\Delta\varepsilon_{it-k}$ para $k \geq 2$. Logo, espera-se que o teste de autocorrelação de Arellano-Bond para $\Delta\varepsilon_{it}$ tenha correlação de primeira ordem, mas não de segunda.

Tabela 3 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco NPL_t.
Variável dependente $\Delta NPLr_t$.

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-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. <i>p</i> -valor ¹	0.0122	0.0130	0.0125	0.0108	0.0216
m(1) - <i>p</i> -valor	0.000783	0.000500	0.000420	0.000411	0.000410
m(2) - <i>p</i> -valor	0.731	0.834	0.864	0.863	0.862
Hansen - <i>p</i> -valor	0.598	0.727	0.712	0.749	0.749

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela 4 – Resultados com da regressão sGMM com a *proxy* de risco *Z-score*.Variável dependente ΔZ_score_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.0064** (0.0030)	-0.0064** (0.0030)	-0.0065** (0.0030)	-0.0064** (0.0031)
<i>CicloGap</i> _{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)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.0056*** (0.0015)	-0.0054*** (0.0015)	-0.0055*** (0.0015)	-0.0054** (0.0022)	-0.0053** (0.0022)
<i>Liq</i> _{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)
<i>Vix</i> _{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)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			0.0006 (0.0006)	0.000607 (0.000651)	0.000608 (0.000651)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
<i>Estrang</i> _t				-0.0090 (0.0064)	-0.0091 (0.0064)
<i>Public</i> _t				0.0188* (0.0105)	0.0190* (0.0105)
<i>Congl</i> _t				-0.0096 (0.0102)	-0.0094 (0.0102)
<i>Fed</i> _{t-1}					-0.0006 (0.0018)
<i>Cons.</i>	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. <i>p</i> -valor ¹	0.0481	0.184	0.183	0.184	0.218
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00131	0.00123	0.00123	0.00125	0.00125
m(2) - <i>p</i> -valor	0.227	0.238	0.237	0.237	0.237
Hansen - <i>p</i> -valor	0.587	0.449	0.448	0.445	0.445

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela 5 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco IB.
Variável dependente ΔIB_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ΔIB_{t-1}	-0.163*** (0.0382)	-0.141*** (0.0420)	-0.141*** (0.0421)	-0.141*** (0.0422)	-0.141*** (0.0423)
ΔIB_{t-2}	-0.0169 (0.0317)	-0.0301 (0.0291)	-0.0306 (0.0292)	-0.0303 (0.0293)	-0.0304 (0.0293)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.155 (0.106)	-0.157 (0.105)	-0.155 (0.105)	-0.161 (0.108)
<i>CicloGap</i> _{t-2}		0.0495 (0.111)	0.0474 (0.112)	0.0476 (0.112)	0.0564 (0.114)
$\Delta Selic_{t-1}$	0.344 (0.247)				
$\Delta Selic_{t-2}$	-0.576*** (0.195)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.0960** (0.0406)	-0.0873** (0.0430)	-0.0843** (0.0420)	-0.0581 (0.0632)	-0.0534 (0.0650)
<i>Liq</i> _{t-1}	0.0314*** (0.0069)	0.0290*** (0.0069)	0.0296*** (0.0071)	0.0314*** (0.0079)	0.0316*** (0.0079)
$\Delta\%PIB_{t-1}$	-0.199** (0.0896)	-0.0604 (0.0815)	-0.0597 (0.0815)	-0.0583 (0.0817)	-0.0678 (0.0853)
$\Delta Expec. IPCA_{t-1}$	-0.516** (0.228)	-0.194* (0.116)	-0.197* (0.117)	-0.196* (0.117)	-0.188 (0.117)
$\Delta\%Ibov_{t-1}$	-0.00628 (0.0116)	-0.00795 (0.00838)	-0.00790 (0.00835)	-0.00786 (0.00836)	-0.00846 (0.00864)
<i>Vix</i> _{t-1}	-0.0133 (0.0148)	-0.0124 (0.0125)	-0.0122 (0.0125)	-0.0124 (0.0125)	-0.0119 (0.0127)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.0007 (0.0008)	-0.0015** (0.0006)	-0.0015** (0.0006)	-0.0015** (0.0006)	-0.0015** (0.0007)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.0166 (0.0200)	-0.0165 (0.0201)	-0.0166 (0.0202)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.003 (0.0036)	-0.0029 (0.0036)	-0.0029 (0.0036)
<i>Estrang</i> _t				-0.0810 (0.180)	-0.0770 (0.180)
<i>Public</i> _t				-0.420 (0.267)	-0.439 (0.273)
<i>Congl</i> _t				-0.0675 (0.189)	-0.0839 (0.192)
<i>Fed</i> _{t-1}					0.0512 (0.0535)
<i>Cons.</i>	1.974* (1.099)	1.759 (1.117)	1.678 (1.095)	1.167 (1.486)	0.991 (1.554)
Combinação linear da Pol. Mon.	-0.232* (0.119)	-0.106 (0.0746)	-0.110 (0.0762)	-0.108 (0.0762)	-0.104 (0.0755)
Observações	5,379	5,379	5,379	5,379	5,379
Número de IF's	154	154	154	154	154
Número de Instrumento	14	22	24	27	28
Controles macro. <i>p</i> -valor ¹	0.00939	0.0651	0.0677	0.0670	0.0733
m(1) - <i>p</i> -valor	0.000453	0.00118	0.00118	0.00118	0.00118
m(2) - <i>p</i> -valor	0.722	0.616	0.616	0.618	0.615
Hansen - <i>p</i> -valor	0.989	0.264	0.259	0.258	0.254

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela 6 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco ExP.
Variável dependente ΔExP_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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. <i>p</i> -valor ¹	0.275	0.213	0.215	0.231	0.198
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00176	0.00159	0.00166	0.00162	0.00160
m(2) - <i>p</i> -valor	0.345	0.539	0.547	0.595	0.600
Hansen - <i>p</i> -valor	0.574	0.810	0.790	0.773	0.784

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Política monetária

Os efeitos da PM defasada em k períodos foram combinados linearmente para facilitar a interpretação da mesma. Portanto, para todas as análises da resposta do risco às mudanças na PM, observou-se a combinação linear dos coeficientes da variação da Selic ($\Delta Selic$) ou a combinação linear da situação da PM (*CicloGap*). Com exceção do modelo para NPLr, todas as combinações lineares da $\Delta Selic$ tiveram o sinal negativo e foram estatisticamente significantes.³⁰ Isto é, uma queda (aumento) da taxa Selic resulta em variação positiva (negativa) no risco das IF's. Este resultado é favorável ao CTR. Contudo, em nenhum dos modelos as combinações lineares da situação da PM (*CicloGap*) foram significantes. Além disso, para a maioria dos modelos tais combinações lineares resultaram em valores positivos. Estes resultados seriam desfavoráveis ao CTR caso fossem significantes. 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 ($\Delta Selic$). Isto porque, como argumentado nos capítulos 2 e 4, a situação da política monetária aproxima melhor a teoria das proposições empíricas deste exercício. Inclusive, para a análise das outras especificações, considera-se apenas a situação da PM como a variável da PM.

Logo, apesar de alguns resultados corroborarem a existência do CTR para o Brasil, não há evidência de um pleno funcionamento do mesmo. Considerou-se um funcionamento completo do canal, caso fosse constatado sinal negativo e significativo para todas as combinações lineares das medidas de política monetária.³¹ Isto não foi observado (Quadro 2). Constata-se que a alternância dos efeitos entre a primeira e a segunda defasagem da medida da PM parece fazer com que os resultados da combinação linear sejam menos expressivos. Esta é a regra para *CicloGap*, em que mesmo quando individualmente as defasagens são significantes, a combinação linear não o é. Ao contrário, para a $\Delta Selic$ há resultados em que as defasagens são individualmente não significantes, mas a combinação linear o é. Este último resultado ocorre, possivelmente, devido à multicolinearidade.

Com relação às características macroeconômicas, alguns coeficientes das covariadas, especialmente as medidas de risco VIX e EMBI+, apresentaram sinais conflituosos entre as

³⁰ 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.

³¹ Considerou-se ausência completa do canal caso fosse constatado a não significância para todas as combinações lineares das medidas da política monetária. Por fim, combinações lineares com sinais positivos e significantes foram consideradas evidências de um funcionamento do canal, porém no sentido oposto ao esperado e, portanto, desfavoráveis.

equações para as diferentes medidas de risco. Nota-se que poucos coeficientes foram individualmente significantes e que, para a *proxy* ExP, até mesmo o teste de significância conjunta das variáveis de controle macroeconômico foi não significativo. Para os coeficientes significantes destacam-se os sinais negativos para a variação do Ibovespa e para a variação percentual do PIB. O sinal negativo da variação do Ibovespa era esperado, afinal, um maior valor de mercado das empresas levaria a um menor risco devido ao aumento do colateral do empréstimo e melhora nas condições de pagamento dos tomadores de empréstimos. No caso da variação do PIB, tem-se que um aumento leva a uma redução do risco bancário, sugerindo que a melhora da economia auxilia os tomadores de empréstimo a honrarem seus compromissos, indo em oposição ao argumento de que o risco é pró-cíclico com relação as condições da macroeconomia (capítulo 2). Por fim, a variação da expectativa de inflação do mercado relacionou-se negativamente com o inverso do índice de Basileia. Uma possível explicação é que variações positivas nas expectativas inflacionárias podem antecipar uma atividade econômica mais intensa, também facilitando, a curto prazo, os compromissos dos tomadores de empréstimos e reduzindo no índice os ativos ponderados pelo risco.

O Quadro 2 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 2 – 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 <i>CicloGap</i>
$\Delta NPLr$	–	+
$\Delta Zscore$	–**	+
ΔIB	–*	–
ΔExP	–***	+

Resumo para a primeira e segunda especificação das Tabelas 3 a 6.

¹ Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Fonte: Elaboração do autor.

Características bancárias

De modo geral, bancos maiores e mais capitalizados³² apresentaram menor risco, enquanto que os resultados para a liquidez foram ambíguos. As evidências sugeriram ainda que os bancos brasileiros seguem um comportamento de acordo com a teoria de “mais pele em jogo”, em que a maior participação de capital próprio estimula melhor monitoramento e triagem, reduzindo, assim, a tomada de risco. Este resultado é consistentemente encontrado nas pesquisas empíricas para países europeus, Estados Unidos e para diversos países em desenvolvimento. Os resultados para o tamanho dos bancos não evidenciaram um comportamento tal como o “grande demais para falir”, em que as maiores IF’s assumiriam mais risco. É provável que para o caso brasileiro os bancos maiores assumam menos risco por estarem mais sujeitos a exames regulatórios. Esta justificativa é especialmente relevante para os resultados encontrados para a *proxy* de risco IB, diretamente relacionada a marcos regulatórios. Ressalta-se que para a característica de tamanho, os resultados empíricos na literatura são ambíguos, apresentando, na maioria dos casos, como neste exercício, relação negativa com o risco. Interessante notar que os resultados encontrados para tamanho, capitalização e crescimento da economia são similares aos de López, Tenjo e Zárate (2011, 2012) para a Colômbia.

A despeito das evidências apresentadas, as características bancárias por si só indicam apenas as mudanças nos riscos médios de cada categoria analisada. Para analisar os efeitos heterogêneos das características quanto ao CTR, o relevante é a interação entre a situação da PM e a característica, especificação três do modelo. Todavia, para a maioria das regressões os efeitos foram não significantes, isto é, com poucas evidências de respostas heterogêneas à PM devido às diferentes características bancárias. Este resultado enfraquece a hipótese de um canal de risco em funcionamento para a economia brasileira, já que, nos países em que as pesquisas sinalizam um canal ativo, as características tendem a ser relevantes, especialmente a interação entre a PM e a capitalização. Destacamos, porém, o valor negativo de liquidez para NPLr, indicando que bancos mais líquidos assumiram mais (menos) riscos na expansão (contração) monetária, mesmo resultado encontrado para a Bolívia (IOANNIDOU, ONGENA; PEYDRÓ, 2015). Argumenta-se que o aumento de liquidez devido à uma PM expansionista afetaria com

³² 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.

mais força os bancos que já são mais líquidos, sendo mais provável que estes relaxem a triagem e seus padrões de empréstimos.³³

O Quadro 3 resume, para a terceira especificação (TABELAS 3 a 6), os sinais e a significância dos coeficientes das características bancárias e das suas interações com a medida da política monetária.

Quadro 3 – 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</i> * <i>Ciclo</i>	<i>Liq</i> * <i>Ciclo</i>	<i>Cap</i> * <i>Ciclo</i>
$\Delta NPLr$	–	–	–	–	–*	–
$\Delta Zscore$	–***	–***		+	–	
ΔIB	–**	+***		–	–	
ΔExP	–**	+	–**	+**	–	+

Resumo para a terceira especificação das Tabelas 3 a 6.

¹Estatisticamente significativo ao nível de confiança de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Fonte: Elaboração do autor

Controle e liquidez internacional

O comportamento das IF's com relação ao risco devido à natureza do controle e à participação em conglomerado, analisado na especificação quatro do modelo, foi ambíguo. Tabak, Laiz e Cajueiro (2010) analisaram o controle estrangeiro e o público, tendo encontrado resultados significativos apenas para as IF's sob controle público, sinalizando que estas tomariam menos riscos tanto em situações normais como durante uma política monetária expansiva. Contrastando com os resultados dos autores, nosso exercício sugeriu que, para a *proxy* de risco *Z-score*, bancos sob controle público têm, em média, maiores riscos.

Barroso, Souza e Guerra (2016) encontraram evidências tênues de que uma política monetária estrangeira afeta o risco sistêmico bancário na economia brasileira. A especificação cinco deste exercício também investiga a influência de uma PM estrangeira. O efeito do excesso de liquidez internacional, medido pelo nível da taxa de juros de curto prazo dos EUA, é não significativo em todos os modelos. Assim, não há evidência de que uma taxa de juros mais baixa nos EUA, *proxy* para um aumento da liquidez internacional, aumente o risco bancário interno.

Divisão da amostra

³³ Hipóteses teóricas do CTR realçam a relevância do aumento da liquidez, devido à uma PM expansionista, para justificar a maior tomada de risco por parte dos bancos (ver capítulo 2).

Com o intuito de investigar se houve mudança no comportamento do CTR entre diferentes períodos amostrais, separa-se a amostra entre o período pré-crise e pós crise de 2008/2009. As Tabelas C1 a C8 do apêndice C contém os resultados para todas as quatro variáveis de risco para ambas sub-amostras, uma pré-crise, do quarto trimestre de 2001 ao segundo de 2007 ($T = 23$), e outra pós crise, do primeiro trimestre de 2010 ao quarto de 2016 ($T = 28$).³⁴ Observa-se (TABELAS C1 a C8) que apesar do comportamento das covariadas de controle macroeconômico e característica sofrerem pequenas alterações entre as amostras, os coeficientes que eram estatisticamente significantes não se alteraram de sinal. De forma geral, não há evidências de distinção entre o CTR nesses dois períodos. Isto é, os resultados para as sub-amostras foram qualitativamente similares: funcionamento incompleto do CTR, com evidências favoráveis apenas para algumas medidas de risco e de política monetária. Além disso, também não houve mudanças para a análise da *proxy* da liquidez internacional, permanecendo não significativa para ambos os períodos.

Não obstante, alguns resultados para a amostra após a crise financeira se destacam. O primeiro deles foi que a combinação linear dos coeficientes da situação da PM para o modelo com a *proxy* IB foi negativa e significativa, sendo assim o primeiro resultado com evidências favoráveis ao CTR para esta medida da PM. O segundo resultado foi que as evidências de que os bancos sob controle público assumem mais risco foi reforçada para o período após a crise, porém ausentaram-se na amostra pré crise. É provável que a maior expansão do crédito pelos bancos públicos, observado após a crise financeira, pode ter relação com o encontrado.³⁵ O argumento também auxilia a entender os resultados antagônicos, com relação a esta característica, entre este exercício e o realizado por Tabak, Laiz e Cajueiro (2010) para o período de 2003 a 2009. Por fim, mais coeficientes das interações entre características e política monetária foram significantes para as 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 foi positivo e significativo. Este resultado sugere que bancos menos capitalizados assumiram mais (menos) risco no período de expansão (contração) monetária, resultado também encontrado por Delis e Kouretas (2011) e Jiménez *et al.* (2014), porém contrário ao obtido por Dell’Ariccia, Laeven e Suarez (2017). Segundo os últimos autores, estes

³⁴ 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.

³⁵ 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).

resultados, os de que bancos menos capitalizados assumem mais (menos) risco na PM expansiva (contracionista), são consistentes com a hipótese de um CTR baseado na procura por taxas de rendimento.

5.2.1 Robustez

Para checar a robustez dos resultados obtidos, 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.

A. Alteração da metodologia

Como discutido no início deste capítulo, a metodologia de sGMM e dGMM foram propostas para painéis curtos com grande número de indivíduos (grande N). Nos exercícios dessa dissertação, as estimações foram realizadas para 61 períodos ($T = 61$) e poder-se-ia argumentar dois pontos principais: i) que o viés discutido por Nickell (1981) é substancialmente amenizado com este tamanho de T, e ii) que as propriedades assintóticas para painéis curtos podem não valer para este tamanho de T. À vista disso, realizou-se as mesmas estimações das 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, presumindo, teoricamente, que o viés é insignificante com este tamanho de T.³⁶

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 para os modelos das *proxies* NPLr, IB e ExP, indicando uma relação negativa entre a situação da PM e a tomada de risco. Além disso, para a *proxy* IB esta relação foi estatisticamente significativa. 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) foi a assunção de risco, o que é compatível com a teoria de que a maior liquidez bancária reflete maior aversão ao risco e que, portanto, estas IF's em média assumem menos riscos.

³⁶ 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.

Outro foco de crítica ao método sGMM para painéis mais longos é que as variáveis instrumentais crescem exponencialmente, reduzindo o poder dos testes de especificação e podendo até falhar em expurgar os componentes endógenos. Esta 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 salientaram 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 deste problema, os resultados essencialmente não se alteraram. Constatou-se que para o modelo com a *proxy* ExP, a combinação linear da $\Delta Selic$ manteve-se com o sinal negativo, mas deixou de ser significativa; já para o modelo com a *proxy* de risco IB, a combinação linear *CicloGap* foi significativa e com sinal negativo.

B. Medida de política monetária e mais características

Outra medida da PM testada foi a variação da mediana das expectativas de mercado quanto a média da taxa de juros over-Selic (anualizada) para os próximos doze meses, auferida pelo relatório de mercado Focus do Banco Central. Espera-se que o comportamento das IF's com relação ao risco esteja relacionado com a expectativa da taxa de juros e até anteceda as alterações na taxa Selic. Adrian e Shin (2008) também argumentam isto quando observaram que os balanços bancários se movimentavam antes mesmo às mudanças da política monetária. Nota-se que, para o período investigado, a correlação da taxa Selic em t com sua expectativa de mercado em t para a média dos próximos doze meses foi de 0,98. Além disso, o período amostral é menor nestas estimações, uma vez que a expectativa de mercado começou a ser auferida no terceiro trimestre de 2002. Para as covariadas de controle macroeconômico e características bancárias, os resultados foram qualitativamente similares (TABELAS C17 a C20).³⁷ No entanto, foram encontradas evidências desfavoráveis ao CTR para o modelo com a *proxy* ExP, com a combinação linear da situação da política monetária com sinal positivo e significativa, indicando que uma situação monetária expansiva reduziria o risco medido pelo excesso de provisão.

³⁷ 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.

Testou-se também a sensibilidade dos resultados ao aumento do número de características bancárias, incluindo eficiência e rentabilidade (TABELA C21). A inclusão dessas características não alterou os resultados dos efeitos da PM sobre as *proxies* de risco em nenhuma das especificações. O coeficiente da variável eficiência, medido pela razão entre receitas operacionais e despesas operacionais, foi positivo e significativo para três *proxies* de risco: NPLr, ExP e Z-score. Segundo Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014) e Delis e Kouretas (2011), a teoria relaciona negativamente eficiência e risco. Contudo, para os bancos brasileiros, no período investigado, instituições mais eficientes tomaram mais risco.

C. 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 separar o efeito da PM sobre a assunção de risco devido ao CTR do efeito devido à resposta ao excesso de empréstimo para, em seguida, verificar se o CTR sobrevive após controlar por este último efeito. Semelhante a Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014) e Özşuca e Akbostanci (2016), criou-se uma variável categórica de excesso de empréstimo (*Exces_Emp*), definida como: $Exces_Emp_{i,t} = 1$, caso a diferença entre a taxa de crescimento de crédito do banco i para o período t e o terceiro quartil da taxa de crescimento de crédito de todos os bancos para o mesmo período seja positiva; e $Exces_Emp_{i,t} = 0$ caso contrário.

$$\Delta MR_{it} = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} + \varphi Exces_Emp_{i,t-4} + c_0 x_{i,t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \theta_h Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Caso o excesso de empréstimo esteja associado a maior tomada de risco, espera-se que o coeficiente φ (equação 8) seja positivo. Ou seja, que a instituição financeira que teve excesso de empréstimo em $t - 4$, tenha tomado mais risco nesta concessão, sendo captado um aumento na *proxy* de risco em t . Controlar pelos efeitos do excesso de empréstimo não alterou as evidências que eram favoráveis ao CTR, mas, pelo contrário, aumentou para o modelo com a *proxy* de risco IB, em que a combinação linear do *CicloGap* também foi negativa e significativa (TABELA C22). Não obstante, o coeficiente φ não foi positivo para todas as *proxies* de risco, sendo negativo e significativo para ExP. O resultado sugere que instituições que tiveram excesso de empréstimo reduziram o excesso de provisão após um ano.

Segundo a teoria (capítulo 2), o CTR seria mais efetivo quanto mais longo for o período em que há flexibilização monetária. Estudos empíricos também apontaram nesta direção, como Maddalloni e Peydró (2011) e Altunbas, Gambacorta e Marquez-Ibanez (2014). Gaggi e Valderrama (2010) comentam que o canal não está só interessado em um efeito tradicional de choque da política monetária a cada trimestre, e sim em entender se as taxas de juros ficaram “baixas por tempo demais” (*too low for too long*). A especificação da equação 9 é uma extensão que tenta captar este aspecto da persistência, incorporando uma variável (*Pers*) definida como o número de trimestres consecutivos em que a situação da PM foi expansiva:

$$\Delta MR_{it} = \sum_1^j \alpha_j \Delta MR_{i,t-j} + \sum_1^k \beta_k \Delta PM_{t-k} + \omega Pers_{.t-1} + c_0 x_{i,t-1} + \delta z_{t-1} + \sum_{h=1}^3 \theta_h Dum_{h,it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Caso a teoria de “taxas de juros baixas por tempo demais” esteja presente, espera-se que o sinal de ω (equação 9) seja positivo. Ou seja, uma situação contínua da política monetária expansiva implica em maior assunção de risco. Contudo, encontrou-se evidências favoráveis a esta teoria apenas para o modelo com a *proxy* de risco *Z-score* (TABELA C23). Como foi o caso para o resultado geral do CTR, houve alguma evidência favorável, porém, não para todas as *proxies* de risco. Portanto, as evidências não foram robustas para se afirmar que uma situação monetária expansionista por tempo prolongado aumenta o risco das IF’s.

O Quadro 4 resume os principais resultados dos testes de robustez realizados neste exercício. Os resultados, de forma geral, foram robustos aos diversos testes de robustez, com os principais resultados não sendo alterados, ou com alterações moderadas.

Quadro 4 – Resumo dos resultados dos testes de robustez.

Teste de robustez.	Alteração significativa nos resultados?	Observação.
Estimação por IV e efeitos fixos.	Moderado.	Aumentaram as evidências favoráveis ao CTR. Verificou-se, para a <i>proxy</i> IB, resultados significantes e com sinal negativo para as combinações lineares de ambas as medidas da política monetária. Também se verificou que bancos mais (menos) líquidos tomaram menos (mais) risco no período analisado.
Estimação por sGMM com matriz de instrumentos completa.	Não.	Alteração no teste de sobreidentificação de Hansen com <i>p</i> -valor igual a 1,000 para todas as estimações.
Estimação com expectativa da taxa de juros como medida da política monetária.	Moderado.	Diminuíram as evidências favoráveis ao CTR. Verificou-se, para a <i>proxy</i> IB, resultados não significantes para as combinações lineares de ambas as medidas de política monetária. Além disso, para a <i>proxy</i> ExP, o coeficiente da combinação linear da situação da política monetária foi positivo e significante.

Estimação com inclusão de mais características bancárias.	Não.	Verificou-se evidências de que instituições financeiras mais (menos) eficientes tomaram mais (menos) risco no período analisado.
Estimação controlando por excesso de empréstimos.	Não.	Verificou-se, apenas para a <i>proxy</i> de risco <i>Z-score</i> , evidências de que o excesso de empréstimo é acompanhado por maior tomada de risco.
Estimação incorporando a persistência da situação expansiva da política monetária.	Não.	Verificou-se, apenas para a <i>proxy</i> de risco <i>Z-score</i> , evidências de que a persistência de uma política monetária expansiva induz a maior tomada de risco.

Fonte: Elaboração do autor

Ressalta-se que existem diversos obstáculos neste exercício e mesmo que alguns sejam atenuados, com os testes de robustez, é difícil que todos sejam solucionados. As principais adversidades desta pesquisa são: i) não apresentar *proxies* de risco que focam no futuro e ii) não separar os efeitos da PM sobre novos empréstimos e empréstimos já concedidos. Sendo assim, qualquer inferência que é feita é referente aos riscos assumidos no geral, novos e anteriores. O canal de tomada de risco é melhor observado quando se analisa somente os novos créditos concedidos, medindo o risco assumido *ex-ante*, aproximando melhor a variável não observável de tolerância ao risco.

Outra questão é que mesmo sabendo da relevância do crédito direcionado no Brasil (LUNDBERG, 2011), não foi possível analisar separadamente os riscos atribuídos somente a créditos livres.³⁸ Além disso, é possível que a amostra possa sofrer de algum viés de sobrevivência. Afinal, algumas IF's saem da amostra por falirem ou porque são incorporadas por outras, não há razão para acreditar que estas IF's estão sorteadas aleatoriamente com relação ao seu comportamento de assunção de risco. Como em Dell'Ariccia *et al.* (2017), observa-se que neste exercício os resultados, mesmo que conflituosos, poucos nos dizem em relação a magnitude do CTR.

³⁸ 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).

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 essa dissertação contribui para a literatura ao analisar empiricamente este mecanismo de transmissão para uma economia emergente, a brasileira, de uma maneira mais extensa e sistemática do que a encontrada. 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.

Os exercícios empíricos apresentaram alguns resultados favoráveis à existência do CTR, todavia não foram unânimes. Um resultado consistente a favor do funcionamento do CTR passaria pela circunstância em que o canal fosse constatado para todas as *proxies* de risco utilizadas no estudo, sendo mais pronunciado para a situação da política monetária do que para a variação da mesma. Porém, o observado foram evidências apenas para três *proxies*, ExP, Z-score e IB, e, geralmente, para a variação da política monetária. Também não foi constatada alterações significativas nas evidências para o CTR entre o período pré e pós crise financeira internacional.

Verificou-se que as relações das características dos bancos brasileiros com a assunção de risco vão de encontro às hipóteses propostas pela teoria e com as observações dos estudos para economias de países desenvolvidos. A saber, IF's mais capitalizadas assumem menos riscos em concordância com a hipótese de “mais pele em jogo”. Tal resultado realça a importância de problemas de agência e de risco moral para a economia bancária brasileira. Não obstante, as características foram menos relevantes para qualificar o CTR. Apenas em duas das 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), há evidências nestes resultados de que a força do CTR foi maior pela tomada de risco (*risk-taking*) do que pelo deslocamento de risco (*risk-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.

Os resultados, de forma geral, foram robustos aos diversos testes de robustez: mudanças nas variáveis de características bancárias, na medida da política monetária, alteração da metodologia e controle para o excesso de empréstimos. No entanto, dois resultados encontrados na literatura não foram corroborados pelos exercícios. São eles: i) as 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 à um aumento da liquidez internacional.

Os resultados deste exercício 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. Ao examinar os resultados obtidos e refletir sobre recomendações futuras, é importante dispor de parcimônia e conservar as considerações de Borio e Zhu (2012) sobre o CTR:

To be sure, our point is not, and cannot be, that the risk-taking channel is the most important channel of monetary policy; far from it. It is simply that its exploration would give us a fuller understanding of the transmission mechanism, especially as its prominence is likely to have increased in the wake of financial liberalization and innovation and of changes in prudential frameworks. (BORIO; ZHU, 2012, p.2)

Um ponto frequentemente debatido nos estudos do CTR é se o canal, caso estivesse em pleno funcionamento, é eficiente ou não, ou seja, se a resposta das IF's ao assumir mais riscos devido à uma PM expansionista é socialmente desejada, por exemplo, financiando projetos mais arriscados em um período de recessão (DE NICOLÒ *et al.*, 2010). Isto é, o comportamento de assumir mais risco é excessivo? Neste exercício empírico se abstêm desta investigação, não se analisa a otimalidade do CTR, apenas se há evidências de operacionalização do canal.

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 (mais “*market based*”), o que acentua os mecanismos por detrás do CTR. Este argumento teórico justifica a necessidade de uma 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.

ARAÚJO, 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.

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, Iftekhar; 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.

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' behaviour in the Czech Republic. **Open Economies Review**, v. 26, n. 3, p. 407-445, 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 NO. 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.

WOODFORD, Michael. Financial intermediation and macroeconomic analysis. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 24, n. 4, p. 21-44, 2010.

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	$[(1.1.0.00.00-6) + (1.2.0.00.00-5) + (1.3.1.00.00-7) - (1.1.1.00.00-9)] / [(3.9.9.99.99-3) - (3.0.0.00.00-1)]$	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	c	EMBI	Índice baseado na comparação entre a diferença dos juros implícitos dos títulos de dívida emitidos pelo Brasil e EUA.	JP Mogan/Ipeadata
	c	VIX	Medida da volatilidade implícita das opções do índice S&P500.	CBOE
Liquidez internacional	c	<i>Effective FED rate</i>	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	$\Delta\%$ 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	$\Delta\%$ Ibovespa ⁵	Varição 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 IF.

(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 tem 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 IF's são listadas na amostra como parte de um conglomerado com somente uma IF, opta-se por identificar como participantes de conglomerados apenas aquelas IF's que faziam parte de conglomerados com ao menos duas IF's 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 - outosc
 - 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 - odepos
- 6.0.0.00.00-2 Capital Próprio - kproprio
 - 6.1.0.00.00-1 – Patrimônio Líquido - pliq
 - 6.1.1.00.00-4 Capital Social – 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 - despop
 - 8.1.1.00.00-8 Despesas de captações no mercado - despcap
- 9.9.9.99.99-5 Total geral do passivo - tgpassivo

APÊNDICE C - Resultados das regressões.

Tabela C1 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco NPLr – Pré crise financeira internacional. Variável dependente $\Delta NPLr_t$.

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	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

As tabelas contêm 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 2001-T4 a 2007-T2. 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C2 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco NPLr – após a crise financeira internacional. Variável dependente $\Delta NPLr_t$.

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-0.201* (0.119)	0.0389 (0.247)	0.0299 (0.252)	0.0457 (0.237)	0.0312 (0.234)
$\Delta NPLr_{t-2}$	-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. <i>p</i> -valor ¹	0.509	0.454	0.486	0.461	0.414
m(1) - <i>p</i> -valor	0.0265	0.0199	0.0215	0.0193	0.0178
m(2) - <i>p</i> -valor	0.287	0.966	0.961	0.962	0.957
Hansen - <i>p</i> -valor	0.281	0.148	0.133	0.220	0.239

As tabelas contêm 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 2010-T1 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C3 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco *Z-score* – Pré crise financeira internacional. Variável dependente ΔZ_score_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.0111** (0.00524)	-0.0111** (0.00524)	-0.0112** (0.00525)	-0.0105** (0.00530)
<i>CicloGap</i> _{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)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.00554** (0.00231)	-0.00571** (0.00233)	-0.00565** (0.00256)	-0.00473 (0.00355)	-0.00458 (0.00357)
<i>Liq</i> _{t-1}	-0.000706** (0.000312)	-0.000651** (0.000324)	-0.000643* (0.000339)	-0.000717** (0.000360)	-0.000708** (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)
<i>Vix</i> _{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)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-9.43e-05 (0.000908)	-7.71e-05 (0.000908)	-3.70e-05 (0.000908)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-1.37e-05 (0.000107)	-1.48e-05 (0.000107)	-1.40e-05 (0.000107)
<i>Estrang</i> _t				-0.00143 (0.0131)	-0.00179 (0.0130)
<i>Public</i> _t				0.0173 (0.0208)	0.0179 (0.0209)
<i>Congl</i> _t				-0.0135 (0.0171)	-0.0136 (0.0172)
<i>Fed</i> _{t-1}					-0.00580 (0.00463)
<i>Cons.</i>	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

As tabelas contêm 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 2007-T2. 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C4 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco *Z-score* – após a crise financeira internacional. Variável dependente ΔZ_score_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.00782 (0.00667)	-0.00822 (0.00678)	-0.00835 (0.00679)	-0.0126* (0.00662)
<i>CicloGap</i> _{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)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.00158 (0.00146)	-0.00202 (0.00154)	-0.00178 (0.00154)	-0.00200 (0.00208)	-0.00183 (0.00199)
<i>Liq</i> _{t-1}	-0.000603 (0.000392)	-0.000789** (0.000381)	-0.000742** (0.000365)	-0.000771** (0.000382)	-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)
<i>Vix</i> _{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)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.00190** (0.000843)	-0.00188** (0.000833)	-0.00179** (0.000814)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.000192 (0.000205)	-0.000186 (0.000203)	-0.000196 (0.000199)
<i>Estrang</i> _t				0.00664 (0.0101)	0.00668 (0.00960)
<i>Public</i> _t				0.0237** (0.00935)	0.0227** (0.00907)
<i>Congl</i> _t				-0.0102 (0.0126)	-0.00859 (0.0126)
<i>Fed</i> _{t-1}					-0.145*** (0.0403)
<i>Cons.</i>	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

As tabelas contêm 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 2010-T1 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C5 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco IB – pré crise financeira internacional. Variável dependente ΔIB_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)	-0.00252*** (0.000800)	-0.00255*** (0.000799)	-0.00256*** (0.000797)	-0.00252*** (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. <i>p</i> -valor ¹	0.00939	0.0651	0.0677	0.0670	0.0733
m(1) - <i>p</i> -valor	0.0354	0.0261	0.0254	0.0254	0.0254
m(2) - <i>p</i> -valor	0.553	0.546	0.543	0.543	0.538
Hansen - <i>p</i> -valor	0.429	0.673	0.670	0.682	0.688

As tabelas contêm 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 2007-T2. As covariadas de risco e política monetária foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a metodologia sGMM. Os *p*-valores para o teste de sobreridentificação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano-Bond também são apresentados.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C6 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco IB – após a crise financeira internacional. Variável dependente ΔIB_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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. <i>p</i> -valor ¹	0.162	0.0738	0.0777	0.0812	0.310
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00910	0.0107	0.0107	0.0105	0.00976
m(2) - <i>p</i> -valor	0.609	0.554	0.565	0.572	0.568
Hansen - <i>p</i> -valor	0.348	0.474	0.472	0.474	0.526

As tabelas contêm 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 2010-T1 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 sobredeterminação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano-Bond também são apresentados.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C7 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco ExP – pré crise financeira internacional. Variável dependente ΔExP_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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

As tabelas contêm 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 2007-T2. 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C8 – Resultados da regressão sGMM com a *proxy* de risco ExP – após a crise financeira internacional. Variável dependente ΔExP_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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

As tabelas contêm 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 2010-T1 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.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Fonte: Elaboração do autor.

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

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-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. <i>p</i> -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
ρ (rho)	0.0608	0.0559	0.0548	0.0578	0.0584

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.00544* (0.00330)	-0.00550* (0.00331)	-0.00604* (0.00335)	-0.00504 (0.00330)
<i>CicloGap</i> _{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)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.0178** (0.00821)	-0.0206** (0.00865)	-0.0206** (0.00866)	-0.0184** (0.00901)	-0.0211** (0.00941)
<i>Liq</i> _{t-1}	-0.000824** (0.000376)	-0.000786** (0.000369)	-0.000785** (0.000369)	-0.000809** (0.000373)	-0.000813** (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)
<i>Vix</i> _{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)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.000198 (0.000672)	-0.000158 (0.000671)	-0.000151 (0.000671)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-7.01e-05 (8.25e-05)	-6.74e-05 (8.11e-05)	-6.51e-05 (8.11e-05)
<i>Estrang</i> _t				-0.0200 (0.0318)	-0.0247 (0.0317)
<i>Public</i> _t				0.00819 (0.207)	0.00827 (0.209)
<i>Congl</i> _t				-0.0469** (0.0188)	-0.0497*** (0.0191)
<i>Fed</i> _{t-1}					-0.00405 (0.00252)
<i>Cons.</i>	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. <i>p</i> -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
<i>Corr</i> ($\mu_i, X\beta$)	-0.349	-0.410	-0.409	-0.460	-0.511
ρ (<i>rho</i>)	0.0604	0.0593	0.0593	0.0628	0.0699

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. Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.204* (0.112)	-0.205* (0.112)	-0.208* (0.110)	-0.235** (0.113)
<i>CicloGap</i> _{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)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.197 (0.205)	-0.315 (0.225)	-0.307 (0.225)	-0.292 (0.230)	-0.184 (0.265)
<i>Liq</i> _{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)
<i>Vix</i> _{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)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.0118 (0.0195)	-0.0416* (0.0222)	-0.0423* (0.0222)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.00468 (0.00367)	-0.00324 (0.00356)	-0.00322 (0.00357)
<i>Estrang</i> _t				0.202 (0.326)	0.431 (0.349)
<i>Public</i> _t					
<i>Congl</i> _t				-0.285 (0.376)	-0.293 (0.369)
<i>Fed</i> _{t-1}					0.120 (0.0773)
<i>Cons.</i>	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. <i>p</i> -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
<i>Corr</i> ($\mu_i, X\beta$)	-0.192	-0.256	-0.252	-0.264	-0.209
ρ (<i>rho</i>)	0.0611	0.0565	0.0563	0.0574	0.0560

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. Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

Tabela C12 – Resultados da regressão por IV e efeitos fixo com a *proxy* de risco Exp_t .
Variável dependente ΔExp_t .

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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. <i>p</i> -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
ρ (<i>rho</i>)	0.0187	0.0172	0.0169	0.0168	0.0164

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-T4As covariadas de risco, política monetária e a característica bancária de capitalização foram consideradas endógenas e instrumentalizadas conforme a abordagem de Anderson-Hsiao.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-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. <i>p</i> -valor ¹	0.000949	0.00483	0.00674	0.00600	0.00751
m(1) - <i>p</i> -valor	0.0133	0.0133	0.0137	0.0137	0.0136
m(2) - <i>p</i> -valor	0.469	0.476	0.467	0.461	0.457
Hansen - <i>p</i> -valor	1	1	1	1	1

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)	-0.000586*** (0.000218)	-0.000577** (0.000225)	-0.000616** (0.000252)	-0.000635*** (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. <i>p</i> -valor ¹	0.141	0.174	0.186	0.145	0.156
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00455	0.00461	0.00453	0.00473	0.00467
m(2) - <i>p</i> -valor	0.0492	0.0507	0.0478	0.0527	0.0498
Hansen - <i>p</i> -valor	1	1.000	1.000	1.000	1.000

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 sobreridentificação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano-Bond também são apresentados.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.0735 (0.0935)	-0.0811 (0.0903)	-0.0786 (0.0899)	-0.109 (0.0942)
<i>CicloGap</i> _{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)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.116** (0.0483)	-0.129** (0.0508)	-0.127** (0.0495)	-0.0934 (0.0693)	-0.0917 (0.0675)
<i>Liq</i> _{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)
<i>Vix</i> _{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)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.00340 (0.0205)	-0.00302 (0.0215)	-0.00425 (0.0209)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.00538 (0.00360)	-0.00522 (0.00372)	-0.00518 (0.00370)
<i>Estrang</i> _t				-0.174 (0.214)	-0.163 (0.214)
<i>Public</i> _t				-0.349 (0.267)	-0.389 (0.261)
<i>Congl</i> _t				-0.0995 (0.185)	-0.116 (0.196)
<i>Fed</i> _{t-1}					0.116* (0.0642)
<i>Cons.</i>	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. <i>p</i> -valor ¹	0.0944	0.360	0.353	0.402	0.443
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00726	0.00744	0.00738	0.00750	0.00749
m(2) - <i>p</i> -valor	0.489	0.481	0.483	0.481	0.479
Hansen - <i>p</i> -valor	1	1	1	1	1

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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

VARIÁVEL	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta NPLr_{t-1}$	-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

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, 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)	-0.00547*** (0.00154)	-0.00553*** (0.00156)	-0.00558** (0.00228)	-0.00556** (0.00227)
Liq_{t-1}	-0.000857*** (0.000264)	-0.000777*** (0.000269)	-0.000779*** (0.000270)	-0.000857*** (0.000284)	-0.000857*** (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

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 sobreridentificação de Hansen e para os testes de autocorrelação de primeira (m(1)) e segunda (m(2)) ordem de Arellano-Bond também são apresentados.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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)
<i>CicloGap</i> _{t-1}		-0.108 (0.124)	-0.106 (0.127)	-0.107 (0.127)	-0.107 (0.129)
<i>CicloGap</i> _{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)				
<i>Tam</i> _{t-1}	-0.102** (0.0413)	-0.0866** (0.0411)	-0.0856** (0.0408)	-0.0668 (0.0593)	-0.0668 (0.0604)
<i>Liq</i> _{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)
<i>Vix</i> _{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)
<i>Tam</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			-0.0227 (0.0343)	-0.0226 (0.0343)	-0.0225 (0.0343)
<i>Liq</i> _{t-1} * <i>Ciclo</i> _{t-1}			0.00211 (0.00546)	0.00216 (0.00547)	0.00214 (0.00546)
<i>Estrang</i> _t				0.0286 (0.182)	0.0345 (0.182)
<i>Public</i> _t				-0.350 (0.267)	-0.349 (0.272)
<i>Congl</i> _t				-0.0189 (0.188)	-0.0196 (0.190)
<i>Fed</i> _{t-1}					0.000439 (0.0533)
<i>Cons.</i>	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. <i>p</i> -valor ¹	0.171	0.410	0.415	0.413	0.470
m(1) - <i>p</i> -valor	0.00103	0.000926	0.000928	0.000933	0.000937
m(2) - <i>p</i> -valor	0.422	0.920	0.923	0.922	0.923
Hansen - <i>p</i> -valor	0.258	0.0100	0.00987	0.00980	0.00987

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
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

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, 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-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* (0.00637)		-0.00694* (0.00360)		-0.173 (0.110)
$CicloGap_{t-2}$		0.0843 (0.0646)		0.0177*** (0.00624)		0.00798* (0.00426)		0.0890 (0.115)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.158 (0.132)		-0.0321** (0.0162)		-0.00541 (0.00792)		0.276 (0.251)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.107 (0.121)		0.0154 (0.0140)		-0.00587 (0.00742)		-0.534*** (0.199)	
Tam_{t-1}	-0.177 (0.120)	-0.176 (0.122)	-0.0392 (0.0246)	-0.0688** (0.0308)	-0.005*** (0.00179)	-0.005*** (0.00186)	-0.0969** (0.0459)	-0.0916* (0.0466)
Liq_{t-1}	-0.0105* (0.0059)	-0.0110* (0.00576)	0.000145 (0.00120)	0.00263 (0.00191)	-0.00052* (0.00027)	-0.0006** (0.00028)	0.0314*** (0.00704)	0.0297*** (0.00733)
$Efic_{t-1}$	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)	-0.00827* (0.00498)	-0.0132** (0.00576)				
$Rent_{t-1}$	-0.00837 (0.0152)	-0.00747 (0.0153)	-0.000941 (0.00249)	-0.00166 (0.00235)			0.128*** (0.0454)	0.121*** (0.0404)
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0767 (0.0525)	-0.0740 (0.0532)	-0.000211 (0.00526)	0.00223 (0.00506)	-0.0076** (0.00303)	-0.00463 (0.00300)	-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 (0.00765)	-0.00357 (0.00542)	-0.434* (0.223)	-0.115 (0.108)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.014** (0.0068)	-0.0120* (0.00630)	-0.002** (0.00087)	-0.002** (0.00086)	9.72e-05 (0.00034)	0.000120 (0.00034)	-0.0103 (0.0120)	-0.0102 (0.00893)
Vix_{t-1}	0.00663 (0.0075)	0.00800 (0.00758)	-0.000796 (0.00174)	-0.000505 (0.00177)	0.000780 (0.00069)	0.000351 (0.00073)	-0.0170 (0.0146)	-0.0149 (0.0125)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.00037 (0.0004)	-0.000229 (0.00045)	-9.84e-05 (6.75e-05)	-0.000113 (7.82e-05)	3.58e-05 (2.77e-05)	5.01e-05 (3.09e-05)	-0.000944 (0.000826)	- (0.00149** (0.00069))
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.00767 (0.0149)		0.0056*** (0.00201)		0.000267 (0.00076)		-0.0145 (0.0212)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.00357* (0.00205)		-0.000219 (0.00028)		9.59e-05 (0.0001)		-0.00162 (0.00366)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		0.000178 (0.00383)		0.000681 (0.00045)				
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	0.000765	0.000407	0.00189	0.00180	0.00124	0.00118	0.000474	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

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-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)	0.0841*** (0.0280)	-0.0592* (0.0326)	-0.0357 (0.0372)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0395 (0.0604)		-0.0111 (0.00675)		-0.0064** (0.00309)		-0.202 (0.122)
$CicloGap_{t-2}$		0.118* (0.0653)		0.018*** (0.00649)		0.00795** (0.00379)		0.0527 (0.133)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.205 (0.130)		-0.0263 (0.0163)		-0.00592 (0.00743)		0.314 (0.256)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.180 (0.119)		0.00982 (0.0136)		-0.00475 (0.00691)		-0.569*** (0.188)	
$Exces_Emp_{t-4}$	0.0359 (0.175)	0.0965 (0.169)	-0.0388** (0.0161)	-0.0312* (0.0174)	0.028*** (0.00841)	0.029*** (0.00833)	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*** (0.00141)	-0.004*** (0.00146)	-0.0839** (0.0377)	-0.0543 (0.0376)
Liq_{t-1}	-0.00878 (0.00559)	-0.0113** (0.00570)	0.000156 (0.00157)	0.00195 (0.00244)	-0.001*** (0.00025)	-0.001*** (0.00025)	0.0246** (0.00653)	0.0274** (0.00683)
Cap_{t-1}	-0.0359 (0.0282)	-0.0238 (0.0274)	-0.00669 (0.00596)	-0.0105 (0.00693)				
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0760 (0.0484)	-0.0585 (0.0480)	4.47e-05 (0.00547)	0.00424 (0.00523)	-0.0068** (0.00273)	-0.00459* (0.00269)	-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 (0.00719)	-0.000419 (0.00487)	-0.484** (0.235)	-0.325*** (0.120)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.0139** (0.00671)	-0.0128** (0.00628)	-0.00170* (0.00088)	-0.0021** (0.00094)	-2.40e-05 (0.0003)	5.51e-05 (0.00030)	-0.00902 (0.0130)	-0.0133 (0.0101)
Vix_{t-1}	0.00263 (0.00725)	0.00671 (0.00724)	-0.000248 (0.00158)	-0.00115 (0.00160)	0.000737 (0.0006)	0.000446 (0.00064)	-0.0140 (0.0145)	0.00231 (0.0126)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.000197 (0.00042)	-0.000279 (0.00045)	-0.000105 (6.61e-05)	-0.000119 (7.65e-05)	1.15e-05 (2.51e-05)	2.77e-05 (2.61e-05)	-0.000636 (0.00106)	-0.0018** (0.00069)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.0100 (0.0157)		0.006*** (0.00227)		0.000561 (0.00065)		-0.0159 (0.0235)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.0042** (0.00202)		-0.000225 (0.0003)		-9.56e-06 (0.0001)		-0.00359 (0.00397)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		0.000341 (0.00339)		0.00079* (0.00047)				
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	-0.0164** 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	0.000292	0.000559
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

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-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)		-0.0130** (0.00636)		-0.0075** (0.00307)		-0.120 (0.108)
$CicloGap_{t-2}$		0.128* (0.0692)		0.0179** (0.00719)		0.0102** (0.00402)		-0.0336 (0.127)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.190 (0.133)		-0.0312* (0.0167)		-0.00629 (0.00733)		0.392 (0.251)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0942 (0.116)		0.0147 (0.0130)		-0.00835 (0.00645)		-0.578*** (0.186)	
$Pers_{t-1}$	0.0654 (0.0475)	0.0843 (0.0513)	0.000120 (0.00527)	-0.000212 (0.00496)	0.0053** (0.00234)	0.0063** (0.00250)	-0.0728 (0.0537)	-0.0866 (0.0576)
Tam_{t-1}	-0.171 (0.139)	-0.197 (0.138)	-0.0443* (0.0254)	-0.0745** (0.0325)	-0.006*** (0.00151)	-0.006*** (0.00156)	-0.105*** (0.0399)	-0.0901** (0.0405)
Liq_{t-1}	-0.0104 (0.00649)	-0.00994 (0.00636)	0.000499 (0.00125)	0.00292 (0.00197)	-0.001*** (0.00024)	-0.001*** (0.00025)	0.0278** (0.00694)	0.0290** (0.00695)
Cap_{t-1}	-0.0294 (0.0307)	-0.0360 (0.0312)	-0.00903* (0.00499)	-0.0140** (0.00594)				
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0926* (0.0545)	-0.0762 (0.0538)	0.000407 (0.00529)	0.00307 (0.00515)	-0.008*** (0.00286)	-0.00456* (0.00268)	-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)	0.000517 (0.00896)	-0.0113* (0.00637)	-0.00463 (0.00461)	-0.510** (0.213)	-0.188* (0.105)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.018*** (0.00691)	-0.0150** (0.00633)	-0.002** (0.0009)	-0.002** (0.00089)	-0.000271 (0.00032)	-0.000113 (0.00030)	-0.00248 (0.0118)	-0.00548 (0.00856)
Vix_{t-1}	0.00790 (0.00851)	0.0103 (0.00866)	-0.000948 (0.00177)	-0.000608 (0.00170)	0.00104 (0.00066)	0.000701 (0.00067)	-0.0134 (0.0150)	-0.0165 (0.0127)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.000661 (0.00048)	-0.000383 (0.00045)	-9.62e-05 (6.80e-05)	-0.000103 (7.57e-05)	-1.76e-05 (2.69e-05)	9.55e-06 (2.68e-05)	-0.000667 (0.00083)	-0.00127* (0.00067)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.00890 (0.0157)		0.005*** (0.00196)		0.000602 (0.00063)		-0.0170 (0.0200)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.0042** (0.00210)		-0.000277 (0.00028)		-3.68e-05 (9.41e-05)		-0.00299 (0.00350)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		0.00177 (0.00371)		0.000585 (0.00044)				
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	-0.0165** 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	0.000502	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

A tabela contém para cada covariada os coeficientes estimados por *two-step* sGMM, estatisticamente significativo 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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.

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	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\Delta Risco_{t-1}$	-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)
$CicloGap_{t-1}$		-0.0458 (0.0574)		-0.0131** (0.00638)		-0.0064** (0.00306)		-0.160 (0.107)
$CicloGap_{t-2}$		0.0850 (0.0620)		0.018*** (0.00635)		0.0080** (0.00368)		0.0481 (0.115)
$\Delta Selic_{t-1}$	-0.142 (0.128)		-0.0301* (0.0159)		-0.00474 (0.00726)		0.355 (0.252)	
$\Delta Selic_{t-2}$	0.0906 (0.121)		0.0137 (0.0140)		-0.00673 (0.00694)		-0.591*** (0.200)	
Tam_{t-1}	-0.208 (0.134)	-0.202 (0.135)	-0.0464* (0.0266)	-0.0787** (0.0342)	-0.006*** (0.00165)	-0.006*** (0.00170)	-0.102** (0.0447)	-0.0898* (0.0465)
Liq_{t-1}	-0.00798 (0.00645)	-0.00881 (0.00628)	0.000502 (0.00128)	0.00295 (0.00201)	-0.001*** (0.00024)	-0.001*** (0.00025)	0.032*** (0.00697)	0.03*** (0.00712)
Cap_{t-1}	-0.0312 (0.0262)	-0.0310 (0.0275)	-0.00910* (0.00502)	-0.0141** (0.00600)				
$\Delta \% PIB_{t-1}$	-0.0635 (0.0523)	-0.0659 (0.0536)	0.000595 (0.00553)	0.00324 (0.00519)	-0.007** (0.00278)	-0.00428 (0.00271)	-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 (0.00982)	-0.00652 (0.00709)	-0.000774 (0.00482)	-0.526** (0.233)	-0.196 (0.120)
$\Delta \% Ibov_{t-1}$	-0.0147** (0.00658)	-0.0135** (0.00615)	-0.002** (0.0009)	-0.0021** (0.00089)	-0.000100 (0.00032)	-7.72e-06 (0.0003)	-0.00643 (0.0118)	-0.00822 (0.00853)
Vix_{t-1}	0.00569 (0.00765)	0.00716 (0.00765)	-0.00101 (0.00182)	-0.000571 (0.00180)	0.000606 (0.00062)	0.000337 (0.00064)	-0.0136 (0.0152)	-0.0128 (0.0128)
$\Delta EMBI_{t-1}$	-0.000426 (0.00043)	-0.000375 (0.00044)	-9.00e-05 (7.02e-05)	-0.000106 (8.10e-05)	7.60e-06 (2.54e-05)	2.72e-05 (2.66e-05)	-0.000671 (0.00084)	-0.0015** (0.00066)
$Tam_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.0124 (0.0163)		0.0051** (0.00211)		0.000696 (0.000713)		-0.0177 (0.0221)
$Liq_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.00393* (0.00206)		-0.000270 (0.00028)		-3.08e-05 (9.47e-05)		-0.00288 (0.00359)
$Cap_{t-1} * Ciclo_{t-1}$		-0.000413 (0.00359)		0.000580 (0.00044)				
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	0.000760	0.000418	0.00177	0.00165	0.00133	0.00125	0.000457	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

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.

Fonte: Elaboração do autor.

¹Teste de Wald para a hipótese de que todos os controles macroeconômicos são iguais a zero.