

Novas evidências sobre o canal de empréstimos bancários no Brasil

Felipe Augusto de Araújo
University of Pittsburgh

Bruno de Paula Rocha
Cedeplar/UFMG

Resumo

Este trabalho investiga a existência de um canal de empréstimos bancários na transmissão de política monetária no Brasil no período de 2000 a 2011. São utilizados dados de firmas bancárias individuais, obtidos do Banco Central do Brasil. Os resultados indicam que a oferta de crédito dos bancos mais capitalizados e mais prudentes é mais sensível a apertos monetários do que a oferta de um banco médio. Não há evidências de que bancos mais líquidos, que participam de conglomerado ou que tenham controle estrangeiro respondam de maneira diferente a contrações monetárias. Tais resultados não nos permitem concluir decisivamente a favor ou contra a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil, mas podem ter consequências importantes para a condução da política monetária.

Palavras-chave: política monetária, economia bancária, canal de empréstimos bancários.

Classificação JEL: E51, E52, G21.

Abstract

This work investigates the existence of a bank lending channel of monetary policy transmission in Brazil in the years 2000 to 2011. We use bank-level data obtained from the Brazilian Central Bank. Our results indicate that the loan supply of more capitalized and more prudent banks are more sensitive to monetary policy tightening than the supply of the average bank. There is no evidence that more liquid banks, the ones that are part of a conglomerate and banks with a foreign control respond differently to monetary contractions. These results do not allow us to decisively conclude either in favor or against the existence of such a channel of monetary transmission. They can, however, have important consequences for the conduct of monetary policy in Brazil.

Keywords: monetary policy, economics of banking, lending channel.

JEL Codes: E51, E52, G21.

Área Anpec 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

1. Introdução

O estudo da política monetária é uma das linhas de pesquisa que mais tem ocupado os economistas ao longo dos anos – profissionais de diferentes gerações e escolas de pensamento. Indagações a respeito do impacto da política monetária na economia real, da eficácia de diferentes regimes monetários e do uso discricionário de medidas monetárias, por exemplo, sempre estiveram no centro dos debates acadêmicos em economia.

Nas últimas décadas, ressurgiu o interesse no estudo dos efeitos das imperfeições no mercado de crédito sobre a transmissão monetária (Bernanke, 2007). Essa teoria, conhecida como o canal de crédito de transmissão da política monetária (Bernanke e Gertler, 1995; Hubbard, 1995), atribui grande importância ao comportamento das instituições bancárias no processo de propagação de choques monetários. Tal teoria prevê que as firmas bancárias tenderão a diminuir sua oferta de crédito em resposta a um aperto monetário. Dessa forma, as entidades dependentes do financiamento dos bancos se verão obrigadas a rever seus planos de investimento, o que terá efeitos sobre a economia real. Além disso, bancos com diferentes características – tamanho, liquidez, capitalização, etc. – reagiriam de forma distinta a medidas de política, o que gera uma estratégia de identificação para o efeito de interesse.

Neste trabalho, estamos interessados em testar empiricamente a existência, na economia brasileira, do mecanismo de transmissão monetária conhecido como canal de empréstimos bancários. Tal mecanismo, juntamente com o canal do balanço patrimonial, forma o chamado canal de crédito. Já existem alguns estudos para a economia brasileira que testam a validade dessa teoria. Entretanto, estamos ainda distantes de um consenso. Há trabalhos que concluem que não existe o canal de empréstimos bancários na economia brasileira (Graminho, 2002), enquanto outros apresentam evidências contrárias, ou seja, de existência desse mecanismo (Oliveira e Neto, 2008; Coelho, Mello e Garcia, 2010). Há ainda trabalhos que encontram evidências a favor do canal de empréstimos bancários quando se utiliza uma determinada medida de política monetária, mas não quando se aplica uma medida alternativa (Takeda, Rocha e Nakane, 2005; Ianaze, 2011).

O objetivo deste artigo é contribuir para a discussão sobre a validade desse mecanismo de transmissão monetária no Brasil. Para tanto, nos diferenciamos da literatura já existente para o Brasil em pelo menos dois aspectos: nos dados empregados e nas características bancárias utilizadas para identificar o efeito de interesse.

Em primeiro lugar, diferentemente dos trabalhos já publicados para o Brasil, optamos por utilizar somente dados para bancos comerciais e bancos múltiplos com carteira comercial, i.e., de bancos autorizados a receber depósitos à vista. Tal estratégia parece mais alinhada à teoria do canal de empréstimos bancários e segue um padrão estabelecido em estudos para a Europa e Estados Unidos (Kashyap e Stein, 1995 e 2000; Ehrmann et. al., 2003; Gambacorta, 2005).

Em segundo lugar, adotamos duas características bancárias até então não utilizadas em nenhum outro trabalho para o Brasil: a participação em conglomerado financeiro e uma medida de exposição ao risco. A medida de risco, em particular, tem ganhado importância nos últimos anos em virtude do ritmo acelerado de inovações financeiras e pelo papel central assumido pela gestão de risco no mercado financeiro (Altunbas, Gambacorta e Ibanez, 2010; Borio e Zhu, 2012).

Nossos resultados apontam para efeitos significativos das medidas de risco e de capitalização dos bancos: no Brasil, a oferta de crédito dos bancos mais prudentes e mais capitalizados é mais sensível a apertos monetários do que a oferta de crédito de um banco médio. Em relação às outras características bancárias, os resultados apresentaram certa ambiguidade, com alguma variação a depender da medida de política monetária adotada, semelhante a outros trabalhos já publicados para o Brasil.

Além esta breve introdução, este estudo está dividido em quatro seções. A seção 2 discute algumas teorias de transmissão de política monetária e apresenta uma breve revisão da literatura relacionada.

Em seguida, os dados e a metodologia a ser utilizada são apresentados. Por fim, a seção 4 discute os resultados encontrados e a seção 5 conclui o trabalho.

2. Transmissão da política monetária e empréstimos bancários

2.1 Canal de crédito da política monetária

Há um relativo consenso quanto à capacidade da política monetária de afetar o lado real da economia no curto prazo (Romer e Romer, 1990). Nos principais livros-texto esse resultado é explicado recorrendo-se a um modelo simples de uma economia com somente dois bens no mercado financeiro: moeda e títulos. De acordo com o modelo IS/LM, uma mudança na política monetária influencia a taxa (nominal) de juros que equilibra os mercados financeiros e de bens. Como consequência da rigidez de preços, esse movimento da taxa nominal de juros afeta a taxa real de juros, influenciando as decisões de investimento, de compra de bens duráveis e etc., o que altera a demanda por bens e serviços. Essa última, por sua vez, tem impactos na produção e na renda.

Entretanto, diversos estudos sobre os componentes da demanda potencialmente mais sensíveis a variações da taxa de juros (investimento, bens duráveis e habitação) não encontraram uma relação significativa entre tais componentes e diferentes medidas do custo de capital. As variáveis do tipo “acelerador” (defasagens de produto real, vendas, fluxo de caixa, etc.) se mostraram sistematicamente mais adequadas para explicar mudanças nos componentes do gasto (Chirinko, 1993; Boldin, 1994; Blinder e Maccini, 1991). Além disso, a teoria delineada acima não explica satisfatoriamente a reação observada da economia a choques monetários (Bernanke e Gertler, 1995). Em particular, há problemas quanto à composição, o tempo de resposta e a magnitude das variações.

Esses fatos, juntamente com uma substancial evidência empírica que sustenta a existência de impactos da política monetária na economia real¹, sugerem a existência de outros modos de transmissão dessa política.

A explicação mais frequentemente utilizada e estudada é o chamado canal de crédito da política monetária. De modo geral, ele é resultado de falhas informacionais no funcionamento mercado de crédito. Assimetrias de informação, como seleção adversa e risco moral, causam uma diferença entre os custos de capital externo (ações e dívidas) e o custo de capital interno (retenção de lucros) com que as empresas se defrontam.

Essa diferença, conhecida como prêmio de financiamento externo, decorre da necessidade de se monitorar e coletar informações a respeito do tomador de empréstimo e cria uma lacuna entre o retorno esperado do emprestador e o custo efetivamente incorrido pelo tomador do empréstimo. Neste cenário, deixa de ser válido o teorema de Modigliani-Miller (1958), que garante que, em um mundo com informação perfeita e cujo objetivo da firma seja a maximização de seu valor de mercado, o modo como ela financia suas atividades é irrelevante.

A teoria do canal de crédito prevê que, em resposta a um choque monetário, a magnitude do prêmio de financiamento externo se moverá na mesma direção que a taxa básica de juros: aumentos (diminuições) na taxa de juros aumentam (diminuem) o prêmio de financiamento externo (Bernanke e Gertler, 1995). Dessa forma, essa variação do prêmio de financiamento externo potencializa o efeito na demanda provocado pela variação da taxa de juros, pois aumenta o custo efetivo de financiamento de empresas e indivíduos.

¹ Diferentes métodos para analisar a evidência empírica foram aplicados ao longo dos anos. Para uma análise histórica minuciosa, ver Friedman e Schwartz (1963); para aplicação do método de causalidade de Granger, ver Sims (1972) e Stock e Watson (1989); sobre vetores autorregressivos (VAR) ver Leeper, Sims e Zha (1996) e Christiano, Eichenbaum e Evans (1999); e para modelos econométricos estruturais ver Taylor (1993) e Fuhrer e Moore (1995a; 1995b).

Podemos desmembrar essa teoria do canal de crédito – que chamaremos de canal de crédito amplo – em dois componentes distintos: o canal do balanço patrimonial e o canal de empréstimos bancários. Esses dois componentes diferem no modo como explicam a relação entre a política monetária e o prêmio de financiamento externo.

A teoria do canal do balanço patrimonial se sustenta na premissa de que a posição financeira das firmas (ou indivíduos) é um importante determinante das condições de crédito e financiamento disponíveis. Por exemplo, uma empresa com alto índice de liquidez e elevado fluxo de caixa poderá negociar condições de empréstimo mais favoráveis, seja apresentando boas garantias – colateral – ou elevando sua participação no financiamento.

Por outro lado, empresas com baixa liquidez e fluxo de caixa exíguo terão dificuldades em conseguir boas condições. Ou seja, quanto melhor (pior) a posição financeira da empresa, menor (maior) seu prêmio de financiamento externo. Dessa forma, se a política monetária for capaz de afetar a posição financeira das companhias, ela também será capaz de afetar o prêmio de financiamento externo.

Bernanke e Gertler (1995) apresentam três maneiras pelas quais uma política monetária restritiva afeta a posição financeira das empresas: i) se as firmas possuem dívidas com taxas de juros variáveis ou se a maior parte de seus financiamentos é de curto prazo, um aumento da taxa de juros implica maiores gastos com pagamento de juros e, portanto, menor fluxo de caixa; ii) taxas de juros maiores estão relacionadas a quedas nos preços dos ativos que, por sua vez, diminuem a capacidade das empresas de apresentar garantias ao prestador; e iii) uma firma que seja fornecedora de outras empresas, as quais diminuem suas compras em virtude dos efeitos de i e ii, sofrerá queda nas vendas e na geração de caixa e estará, portanto, em pior situação financeira.

A teoria do canal de empréstimos bancários, por sua vez, parte da hipótese de que os bancos são instituições especializadas em superar os obstáculos informacionais dos mercados de crédito e que, por esse motivo, muitas empresas (especialmente as pequenas e médias) são dependentes de empréstimos bancários (Kashyap e Stein, 1995). Nesse caso, se a política monetária for capaz de afetar a oferta de empréstimos dos bancos, as empresas que dependem desse tipo de financiamento terão dificuldade em financiar sua atividade, dessa forma aumentando seu prêmio de financiamento externo. O resultado será uma contração da demanda agregada, com efeitos negativos na produção e na renda.

Cabe indagar, então, se a política monetária é capaz de afetar as decisões de oferta de crédito das firmas bancárias. Para responder a essa questão, imagine que o Banco Central realize operações de venda de títulos públicos no mercado aberto. Com isso, a autoridade monetária retira reservas e, portanto, depósitos, do sistema bancário. Se os bancos não forem capazes de substituir tais depósitos por outras fontes de recursos, eles serão obrigados a reduzir suas operações ativas.

Além disso, se empréstimos e títulos (públicos e privados) não são substitutos perfeitos no ativo dos bancos, então o volume de crédito concedido deverá diminuir, uma vez que os bancos não serão capazes de se desfazer de títulos para recompor suas reservas e assim evitar uma retração em suas operações de crédito. Bernanke e Blinder (1988) constroem um modelo com essas hipóteses e demonstram que, na presença do canal de empréstimos bancários, os efeitos da política monetária sobre o produto real são maiores do que os efeitos previstos pelo modelo IS-LM tradicional.

Do exposto acima, fica claro que não devemos entender o canal de crédito amplo como um mecanismo autônomo de transmissão de política monetária. Seu resultado é o de potencializar os efeitos das variações de taxas de juros que se seguem a um choque de política.

A principal motivação deste trabalho é investigar o canal de empréstimos bancários no Brasil. A estratégia de identificação será analisar os efeitos da política monetária no comportamento da firma bancária, com especial ênfase na oferta de crédito. Para tanto, pretende-se analisar como as características individuais e o comportamento das diferentes instituições bancárias ajudam a

identificar a existência do canal de empréstimos bancários e a explicar a propagação de choques monetários.

2.2 Evidências para o Brasil

A literatura sobre transmissão de política monetária cresceu muito nas últimas décadas, principalmente nos EUA e na Europa². No Brasil, embora vários estudos tenham sido realizados, ainda há forte debate sobre a existência e funcionamento do canal de empréstimos bancários na economia brasileira.

Graminho (2002) utiliza a metodologia de dois estágios e em painel, proposta por Kashyap e Stein (2000), com dados individuais para a firma bancária. A autora conclui que o canal de empréstimos bancários não é relevante para o Brasil, pois se estimou que uma política monetária restritiva diminui a sensibilidade da concessão de crédito à liquidez do ativo dos bancos.

A teoria do canal de empréstimos bancários, contudo, prevê o efeito oposto. Em um cenário de aperto monetário, os bancos iriam reduzir os excessos de títulos públicos para manter seu volume de empréstimos. Como resultado, seus ativos se tornariam menos líquidos e, portanto, qualquer novo choque adverso em sua liquidez teria um efeito mais pronunciado sobre a oferta de crédito.

Oliveira e Neto (2008), por sua vez, utilizam essa mesma metodologia e uma base de dados ligeiramente diferente, embora também desagregada ao nível do banco, para concluir, em oposição a Graminho (2002), que a sensibilidade da concessão de crédito à liquidez bancária aumenta na presença de choques de política monetária. Os autores argumentam que os resultados são significativos e robustos para diferentes medidas de política. Eles concluem, então, que o canal de empréstimos bancários é relevante para o sistema bancário brasileiro.

Já Takeda, Rocha e Nakane (2005) utilizam a metodologia proposta por Kashyap e Stein (1995) aplicada a dados de bancos individuais. Eles concluem que o canal de empréstimos bancários é relevante no Brasil somente para uma medida específica de política monetária, o nível de requerimento de reservas compulsórias determinado pelo Banco Central. Os autores argumentam que isso se deve ao fato de que a demanda por empréstimos bancários não responde a variações na taxa de recolhimento compulsório (ao menos não no curto prazo), o que facilitaria o trabalho de identificação dos movimentos de oferta de crédito.

Coelho, Mello e Garcia (2010) examinam dados desagregados dos bancos brasileiros para testar a existência do canal de empréstimos bancários utilizando a alta frequência dos dados (frequência diária) como estratégia de identificação. A hipótese subjacente é de que a demanda por crédito responde mais lentamente a mudanças na política monetária do que a oferta de crédito. Isso ocorreria porque os efeitos na demanda são de segunda ordem (consequência do efeito da política monetária sobre a demanda agregada), enquanto os efeitos sobre a oferta de crédito são de primeira ordem (um aumento na taxa básica de juros aumenta instantaneamente o custo das reservas bancárias).

Seus resultados corroboram a existência desse canal de transmissão de política monetária no Brasil. Os resultados sugerem que após aumentos inesperados na taxa Selic, a taxa de juros cobrada pelos bancos aumenta e o volume de crédito diminui. Entretanto, os resultados também indicam que bancos maiores são mais sensíveis a choques de política monetária, diferente do previsto pela teoria canal de empréstimos bancários.

Noronha, Cajueiro e Tabak (2010) estudam o comportamento do volume de capital mantido pelos bancos no Brasil utilizando a metodologia de painel dinâmico proposta por Arellano e Bond (1991).

² Para uma revisão da literatura empírica internacional, ver Gambacorta (2005).

Embora o objetivo principal do trabalho seja a análise do caráter pró-cíclico dos níveis de capital, os autores encontram evidências de um canal de empréstimos bancários³ funcionando através do excesso de capital mantido pelas instituições⁴: um choque negativo na política monetária diminui o excesso de capital dos bancos que, por sua vez, tem um efeito adverso sobre a concessão de empréstimos.

Por fim, Ianaze (2011) utiliza dados dos balanços patrimoniais dos bancos brasileiros para investigar se a política monetária afeta tanto oferta de crédito como também sua qualidade. O estudo conclui que o efeito da política monetária varia de acordo com o instrumento utilizado: um aumento na taxa Selic afeta mais intensamente a oferta de crédito de bancos menores e mais líquidos, enquanto um aumento no recolhimento compulsório impacta mais os bancos maiores e menos líquidos. O autor conclui, ainda, que apertos monetários provocam uma redução na qualidade do crédito e que esse efeito é mais pronunciado nos bancos pequenos.

Destes estudos, este último é o que mais se assemelha a este trabalho. Nós iremos utilizar uma técnica semelhante, mas estenderemos a análise para tratar de outras características dos bancos que podem, ao mesmo tempo, serem afetadas pela política monetária e influenciar nas decisões de oferta de crédito.

3. Metodologia e base de dados

3.1 Modelo Econométrico e Variáveis Utilizadas

Seguindo a abordagem empregada por boa parte da literatura aplicada ao tema, a estratégia de identificação será baseada em um modelo econométrico utilizando características bancárias que sejam capazes de refletir os problemas informacionais nos mercados de crédito. Os termos de interação entre tais características e as medidas de política monetária nos darão estimativas sobre a resposta diferencial de bancos distintos à política monetária e, portanto, nos permitirão identificar o canal de empréstimos bancários.

O modelo empírico, baseado em Ehrmann et. al. (2003) e Gambacorta (2005), é uma regressão de dados em painel com efeitos fixos. Como utilizaremos defasagens da variável dependente como regressores em um painel dinâmico, o modelo será estimado com a metodologia de GMM proposta por Arellano e Bond (1991). Tal metodologia nos garante estimativas eficientes e não-viesadas, contanto que o modelo não apresente autocorrelação serial de ordem dois e que os instrumentos sejam corretamente selecionados.

A equação a ser estimada é a seguinte:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(L_{it}) = & \mu_i + \sum_{j=1}^l a_j \Delta \ln(L_{it-j}) + \sum_{j=1}^l b_j PM_{t-j} + c_0 x_{it-1} + \sum_{j=1}^l c_j PM_{t-j} x_{it-1} + \\ & + \sum_{j=1}^l \omega_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^l \gamma_j \Delta \ln y_{t-j} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Em que $i = 1, \dots, N$ identifica cada uma dos bancos da amostra e $t = 1, \dots, T$ identifica cada um dos períodos. L_{it} é o volume de empréstimos do banco i no período t , PM_t é o indicador de política monetária, π_t é a taxa de inflação e y_t é o produto real.

³ No texto original, os autores diferenciam entre um canal de empréstimos bancários (que diz respeito ao financiamento dos bancos através de dívida) e um canal de capital dos bancos (considera o financiamento via capital próprio). Neste trabalho, nos referimos a canal de empréstimos bancários em ambos os casos.

⁴ Por excesso de capital entendemos aquela quantia além do exigido pelos órgãos reguladores.

A variável x_{it} representa as diferentes características bancárias que serão testadas no modelo, com o objetivo de captar os efeitos dos problemas informacionais. Tais características são: tamanho do banco, liquidez do ativo da instituição, nível de capitalização do banco, nível de exposição ao risco dos ativos do banco, participação em conglomerado financeiro e se o banco é de propriedade privada ou estrangeira. A seguir, daremos mais detalhes sobre cada uma dessas características e suas definições.

A variável L_{it} (volume de empréstimos) será dada pelo logaritmo do saldo das seguintes contas do COSIF (Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional): Operações de crédito (16000001), subtraindo-se as contas Financiamentos Rurais e Agroindustriais (16300000) e Financiamentos Imobiliários (16400003).

Tal subtração foi feita para nos aproximarmos de uma medida de crédito livre, cujas taxas são determinadas pelo mercado, e não influenciadas por requisitos normativos e legais. Como não temos acesso a um nível de desagregação dos dados que permitiria diferenciar os créditos direcionados dos créditos livres, optamos por excluir essas duas contas que são, em sua maioria, compostas por financiamentos e empréstimos direcionados (Lundberg, 2011).

Segundo o Anuário Estatístico do Crédito Rural, do Banco Central do Brasil, os empréstimos e financiamentos rurais com recursos livres representaram, em 2011, somente 2,82% do total. Também no ano de 2011, os empréstimos habitacionais com recursos livres representaram somente 6,24% do total⁵.

Na literatura empírica sobre o canal de empréstimos bancários, o tamanho do banco é uma característica de destaque (Kashyap e Stein, 1994 e 2000; Graminho, 2002; Gambacorta, 2005; Takeda, Rocha e Nakane, 2005; dentre outros). A razão para isso está diretamente ligada com a teoria do canal de empréstimos bancários.

Esse mecanismo de transmissão monetária se sustenta no fato de que os mercados de crédito sofrem de problemas informacionais. Isto é, há uma assimetria de informações entre os bancos e as instituições que disponibilizam recursos para os bancos. Isso significa que as instituições bancárias, em geral, encontram dificuldades para demonstrar qualidade e solidez para serem capazes de levantar recursos a taxas reduzidas.

Com isso, bancos distintos podem ter diferentes custos de captação, dependendo do seu grau de assimetria informacional. Este último, por sua vez, pode depender do tamanho da instituição: quanto maior o banco, menor tende a ser seu grau de assimetria informacional.

A variável de tamanho do banco é calculada a partir do ativo total da instituição, da seguinte maneira:

$$Tamanho_{it} = \ln(Ativo_{it}) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln(Ativo_{it}) \right) \quad (2)$$

em que T é o número de períodos, i é o identificador da instituição bancária e N_t é o número de bancos no período t .

Para construir essa variável, utilizamos o logaritmo do ativo total da instituição, em reais, e o normalizamos em relação à média do ativo total das demais instituições ao longo de todo o período.

⁵ Em 2012, até o mês de junho e segundo dados do BACEN, o percentual de recursos livres no total de crédito rural foi de 7,37% e o percentual de recursos livres no total de crédito habitacional foi de 7,17%.

Essa normalização, que também é realizada para construir as variáveis de liquidez, capitalização e de prudência, tem o objetivo de facilitar a interpretação dos coeficientes das regressões⁶.

Outra característica bancária bastante utilizada na literatura é o nível de liquidez da instituição (Kashyap e Stein 1995, 2000; Graminho, 2002; Takeda, Rocha e Nakane, 2005; Ehrmann et. al., 2003). Há duas razões principais para isso. Primeiro, o grau de liquidez está relacionado com o nível de problemas informacionais enfrentados pela instituição: quanto mais líquido um banco, menos dificuldade ele encontrará para levantar recursos no mercado financeiro. Em segundo lugar, um ativo líquido possibilita que o banco mantenha suas concessões de empréstimo mesmo quando suas reservas diminuem – bastando, para isso, se desfazer de ativos líquidos.

A variável de liquidez do ativo é calculada como uma fração dos ativos líquidos sobre o total de ativos do banco. O total de ativos líquidos é dado pela soma das contas Disponibilidades (11000006), Aplicações Interfinanceiras de Liquidez (12000005) e Títulos e Valores Mobiliários Livres (13100007). A fórmula para o cálculo dessa variável é a seguinte:

$$Liquidez_{z_{it}} = \frac{Ativos\ Líquidos_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{Ativos\ Líquidos_{it}}{Ativo_{it}} \right) \quad (3)$$

A variável de capitalização da instituição financeira, por sua vez, é calculada como a fração do patrimônio líquido em relação ao ativo total. Também essa característica bancária tem sido considerada em outros trabalhos sobre transmissão de política monetária (Kishan e Opiela, 2000; e Noronha, Cajueiro e Tabak, 2010). A teoria do índice de capitalização é semelhante à do índice de liquidez: o grau de capitalização pode tanto influenciar o nível dos problemas informacionais enfrentados pelo banco como pode também servir como uma reserva para impedir a queda da concessão de empréstimos em decorrência de uma diminuição nas reservas.

O cálculo é feito da seguinte forma:

$$Capitalização_{it} = \frac{Pat.\ Líquido_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{Pat.\ Líquido_{it}}{Ativo_{it}} \right) \quad (4)$$

Outra característica bancária que está relacionada ao canal de empréstimos bancários, e que vem recebendo maior atenção nos últimos anos, é seu nível de exposição e propensão ao risco (Ianaze, 2011; e Borio e Zhu, 2012). O intuito é verificar se bancos mais ou menos expostos ao risco, ou mais ou menos prudentes, respondem de forma diferenciada a condições monetárias distintas. Além disso, essa análise nos dá margem para analisar de que forma mudanças de política monetária poderão afetar o nível de exposição ao risco do sistema financeiro.

Para estudar empiricamente esse fenômeno, criamos uma variável de prudência para cada um dos bancos, em cada período. Tal variável é definida como o excesso de provisão para créditos duvidosos sobre o mínimo exigido pelo Banco Central⁷ dividido pelo volume total de crédito da instituição. A hipótese é que quanto maior for esse valor, mais prudente, ou menos propenso ao risco, é o banco em questão. Dessa forma, poderemos analisar de que maneira bancos mais ou menos prudentes reagem a choques de política monetária.

⁶ Com essa normalização, a soma dos indicadores de todas as observações será zero. Isso significa que no modelo econométrico cada um dos termos de interação terá média zero considerando-se todas as observações. Com isso, os parâmetros desses termos podem ser diretamente interpretados como o efeito da política monetária para o banco médio (Gambacorta, 2005).

⁷ As instituições financeiras classificam suas operações de crédito em 9 níveis diferentes de risco (AA, A, B, C, D, E, F, G e H), dependendo do prazo e do tipo da operação e também do atraso verificado no pagamento. A cada um deles corresponde um percentual mínimo que deve ser provisionado: 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).

O cálculo dessa variável é dado pela seguinte fórmula:

$$\text{Prudência}_{it} = \frac{\text{Excesso provisão}_{it}}{\text{Crédito}_{it}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{\text{Excesso provisão}_{it}}{\text{Crédito}_{it}} \right) \quad (5)$$

Outra característica que estamos interessados em testar é a participação dos bancos em conglomerados financeiros. A premissa subjacente é de que é possível que tais bancos tenham acesso a recursos de instituições coligadas e, dessa forma, sejam capazes de acomodar quedas nos níveis de reservas sem ter que recorrer ao mercado financeiro para levantar fundos (Ashcraft, 2008; Gambacorta, 2005). Além disso, é possível que os bancos que participem de conglomerados tenham mais facilidade de apresentar garantia e, com isso, enfrentem menos problemas informacionais no mercado de crédito. Se estas hipóteses forem verdadeiras, os dados mostrarão que, na média, a concessão de crédito dos bancos participantes de conglomerados é menos sensível a apertos monetários do que um banco não participante.

Para tanto, criamos uma variável categórica (*dummy*) que assume o valor 1 caso o banco participe de um conglomerado financeiro e 0 caso o banco não participe de conglomerado. Os dados utilizados para criar essas variáveis foram cedidos pelo Banco Central e também contêm informações sobre as datas de entrada e saída do conglomerado, sua denominação e o número de empresas participantes. Como diversos bancos eram listados como parte de um conglomerado com somente um ou dois bancos, optamos por identificar as bancos participantes de conglomerado como aqueles que fazem parte de grupos com mais do que 3 empresas, que é a mediana do número de bancos nos conglomerados.

Vamos também considerar o tipo de propriedade da instituição como um fator possivelmente capaz de afetar sua resposta às diferentes condições monetárias. Partimos da ideia de que bancos estrangeiros talvez sejam menos sensíveis a apertos monetários, uma vez que podem acessar recursos da matriz ou mesmo de subsidiárias localizadas em outros países (Arena, Reinhart e Vázquez, 2006).

Para estudar o impacto do tipo de propriedade do banco (nacional ou estrangeiro) sobre os efeitos da política monetária, criamos uma variável categórica para o tipo de propriedade da instituição. Essa variável assume o valor 1 quando o banco é de propriedade estrangeira em um dado período e 0 caso tenha controle nacional no período.

Por fim, a variável de inflação utilizada é a taxa de variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) trimestral, medido em porcentagem, e a variável produto real é o logaritmo natural do Produto Interno Bruto (PIB) trimestral real, ambos calculados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

3.2 Base de Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram extraídos do site do Banco Central do Brasil e se referem aos balancetes mensais de todos os bancos autorizados a funcionar no Brasil no período de janeiro de 2000 a junho de 2011 (267 bancos).

Seguindo o padrão dos trabalhos anteriores na literatura, e também para evitar problemas de se estimar painéis muito longos, transformamos os dados dos balancetes mensais para balancetes trimestrais. Isso foi feito calculando-se a média das contas de estoque (por exemplo, ativo total, títulos e valores mobiliários, reservas compulsórias, etc.).

A base de dados inicial contém informações para bancos comerciais, bancos de desenvolvimento, bancos de investimento e bancos múltiplos. Entretanto, como estamos interessados em testar a existência do canal de empréstimos bancários, nos preocuparemos somente com os bancos que possuem carteira comercial, ou seja, que estão aptos a receber depósitos à vista.

Optamos, então, por eliminar de nossa amostra todos os bancos de investimento, de desenvolvimento e os bancos múltiplos sem carteira comercial. Uma dificuldade com essa etapa é que, embora possamos identificar os bancos de investimento e os bancos de desenvolvimento, não conseguimos descobrir quais bancos múltiplos possuem ou não carteira comercial.

A solução encontrada para esse problema foi, após eliminar os bancos de investimento e de desenvolvimento, excluir da amostra todos os bancos que tiveram R\$ 0 de depósito à vista em pelo menos um trimestre. Dessa forma, esperamos ter resolvido satisfatoriamente o problema de identificação de bancos sem carteira comercial.

Por fim, também eliminamos da amostra todos os bancos que apresentaram saldo de R\$ 0 na conta operações de crédito em pelo menos um dos trimestres, já que um banco que apresenta R\$ 0 de empréstimos não pode funcionar de acordo com teoria do canal de empréstimos bancários tal como formulada no texto.

Depois dessas etapas de eliminação, ficamos com um painel não balanceado de 103 instituições financeiras e 46 trimestres, entre 2000 e 2011.

No evento de algum banco adquirir outro, excluimos o banco adquirido da amostra e mantivemos o banco adquirente, consolidando seu balanço com o do banco comprado. Por exemplo, do primeiro trimestre de 2000 até o primeiro trimestre de 2009 a amostra possui dados para os bancos Unibanco e Itaú separadamente. A partir do segundo trimestre de 2009, o banco Unibanco deixa a amostra, ao ser incorporado pelo banco Itaú, e seu balancete incorpora o balancete do banco Unibanco.

Todos os dados utilizados neste trabalho são expressos em valores reais. A série do Produto Interno Bruto foi deflacionada utilizando-se o deflator implícito, com 2005 escolhido como o ano base. Todas as demais séries foram deflacionadas utilizando-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) trimestral do IBGE, também com 2005 como o ano base (utilizamos como base o índice do primeiro trimestre).

4. Resultados

Seguindo Ehrmann et. al. (2003) e Gambacorta (2005), vamos apresentar resultados que são combinações não lineares dos coeficientes estimados, e que nos darão uma ideia do efeito de longo prazo da variável exógena estudada sobre a evolução do crédito bancário⁸.

A elasticidade de longo prazo (ou coeficiente de longo prazo) da variável dependente em relação à política monetária para o banco médio é calculada como $\sum_{j=1}^4 b_j / (1 - \sum_{j=1}^4 a_j)$. Já o coeficiente de longo prazo da interação entre a característica bancária e o indicador de política monetária é dado por $\sum_{j=1}^4 c_j / (1 - \sum_{j=1}^4 a_j)$. Os erros-padrão dos coeficientes de longo prazo foram calculados através do método delta, que utiliza uma expansão de Taylor de primeira ordem para aproximar a variância do parâmetro transformado.

A tabela 1 apresenta os resultados das regressões utilizando a taxa Selic como indicador de política monetária. São reportados as elasticidades de longo prazo de cada um dos modelos e os respectivos p-valores entre parênteses. Ao final, também são reportados os p-valores dos testes de autocorrelação serial de primeira e segunda ordens, do teste de Sargan (a respeito da validade dos instrumentos) e o número de observações utilizadas em cada estimação.

⁸ Para todos os modelos, calculamos também a soma dos coeficientes das defasagens das interações (ver Takeda, Rocha e Nakane, 2005). Os resultados não sofreram grandes alterações.

Tais modelos, numerados de (1) a (7), diferem no que diz respeito à característica bancária que é considerada. O modelo (1), por exemplo, estima a relação entre o tamanho da instituição e o efeito de apertos monetários sobre sua oferta de crédito e reporta o coeficiente de interação entre a variável Tamanho e o indicador de política monetária. O modelo (5), por sua vez, busca avaliar a influência da presença de conglomerado sobre a reação dos bancos e, por esse motivo, estima o coeficiente de interação entre a variável dummy Conglomerado e o indicador de política. Vale lembrar que todos os modelos são controlados pelo tamanho, liquidez e nível de capitalização da instituição e, por isso, todas as colunas reportam os coeficientes dessas variáveis.

Os coeficientes apresentados na primeira linha da tabela mostram que os efeitos de longo prazo da política monetária sobre os empréstimos bancários apresentam o sinal esperado e são estatisticamente diferentes de zero, com a única exceção sendo o modelo (4), cujo coeficiente, embora negativo, apresenta um p-valor de 0,114.

Esse resultado sugere que um aperto monetário, indicado por um aumento na taxa Selic, provoca uma redução da concessão de empréstimos por parte dos bancos comerciais. No modelo (1), por exemplo, que utiliza a variável de tamanho do banco, um aumento de um ponto percentual na taxa Selic induz uma redução de 0,15 ponto percentual na concessão de empréstimos no longo prazo.

As elasticidades associadas à medida de crescimento do PIB real também apresentaram o sinal esperado em todos os modelos testados. Nas sete especificações reportadas, os coeficientes da variável PIB real são positivos e significantes a 5%. Esse resultado nos diz que quanto maior o crescimento do Produto Interno Bruto, maior é a concessão de crédito dos bancos. Note que esse coeficiente capta tanto os efeitos de demanda por crédito – que aumenta devido ao crescimento econômico – quanto os efeitos de oferta de crédito – uma economia em crescimento estimula a concessão de empréstimos por parte dos bancos. A medida de inflação, por sua vez, não apresentou coeficientes significativos em nenhuma das equações.

Todos os modelos apresentados utilizaram como controles a primeira defasagem das medidas de tamanho, liquidez e capitalização. Os respectivos coeficientes também são reportados na tabela 1. Os resultados indicam que, no período analisado, os bancos menores e os mais líquidos aumentaram em maior intensidade seu volume de empréstimos. Em relação à capitalização do banco, e embora haja dois modelos – (3) e (7) – em que o coeficiente da primeira defasagem desta variável é positivo, a evidência sugere que, no período estudado, as instituições menos capitalizadas expandiram mais fortemente sua concessão de crédito.

O primeiro termo de interação de interesse é aquele entre a medida de tamanho do banco e o indicador de política monetária. Nos modelos em que essa interação aparece – (1) e (7) –, o sinal dos coeficientes é positivo, como previsto pela teoria do canal de empréstimos bancários. Entretanto, os coeficientes não são estatisticamente significantes. Esse resultado é semelhante ao encontrado para alguns estudos com países da Europa (Gambacorta, 2005; Ehrmann et. al., 2003), mas contrasta com trabalhos aplicados aos Estados Unidos (Kashyap e Stein, 1994, 1995 e 2000; Kishan e Opiela, 2000), em que o tamanho dos bancos é uma variável que influencia na reação a choques monetários.

Tabela 1: Coeficientes de Longo Prazo - Taxa SELIC como Medida de Política Monetária

	Modelos estimados com diferentes características dos bancos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Taxa SELIC	-0,153*	-0,151*	-0,151*	-0,137	-0,178*	-0,162*	-0,157*
	(0,081)	(0,080)	(0,082)	(0,114)	(0,068)	(0,059)	(0,072)
PIB Real	1,936**	1,849**	1,972**	1,780**	1,879**	1,901**	1,936**
	(0,025)	(0,037)	(0,022)	(0,035)	(0,028)	(0,027)	(0,022)
Inflação	0,016	0,015	0,015	0,014	0,014	0,015	0,013
	(0,507)	(0,544)	(0,540)	(0,568)	(0,554)	(0,538)	(0,583)
Tamanho (em t-1)	-0,379***	-0,288***	-0,283***	-0,274***	-0,288***	-0,291***	-0,286*
	(0,007)	(0,003)	(0,005)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,085)
Liquidez (em t-1)	0,667***	1,035*	0,650***	0,680***	0,663***	0,653***	0,736
	(0,000)	(0,064)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,150)
Capitalização (em t-1)	-0,248***	-0,251***	1,164*	-0,303***	-0,247***	-0,249***	0,951
	(0,000)	(0,000)	(0,099)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,289)
Prudência (em t-1)				21,232***			21,603***
				(0,001)			(0,000)
Conglomerado (em t)					-0,333		-0,220
					(0,111)		(0,495)
Propriedade (em t)						-0,112	0,001
						(0,564)	(0,998)
Tamanho*SELIC	0,039						0,012
	(0,179)						(0,751)
Liquidez*SELIC		-0,152					-0,034
		(0,461)					(0,849)
Capitalização*SELIC			-0,567*				-0,461
			(0,060)				(0,199)
Prudência*SELIC				-8,140***			-8,144***
				(0,004)			(0,002)
Conglomerado*SELIC					0,066		0,019
					(0,426)		(0,877)
Propriedade*SELIC						0,053	0,042
						(0,618)	(0,739)
MA1 (p-valor)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,002)	(0,004)
MA2 (p-valor)	(0,230)	(0,231)	(0,221)	(0,207)	(0,244)	(0,274)	(0,313)
Teste Sargan (p-valor)	(0,447)	(0,575)	(0,439)	(0,351)	(0,389)	(0,473)	(0,998)
Núm. de observações	3.346	3.346	3.346	3.346	3.346	3.346	3.346

Nota: Em todos os modelos, a variável dependente é a primeira diferença do logaritmo do volume de crédito na carteira do banco, excluindo os créditos imobiliários e rurais. Os termos entre parênteses são p-valores. As equações foram estimadas utilizando a metodologia de GMM proposta por Arellano e Bond (1991). Os testes de autocorrelação e o teste de Sargan são apresentados na parte final da tabela. A equação estimada é aquela apresentada na seção 3. Na estimação, foram utilizados quatro defasagens da variável dependente e o valor contemporâneo mais quatro defasagens das variáveis explicativas com termos de interação. Os instrumentos utilizados foram o segundo e terceiro lags da variável dependente. Inflação, PIB, taxa SELIC e as características bancárias foram consideradas variáveis exógenas.

No que diz respeito ao tamanho da instituição, a evidência para o Brasil é ambígua. Graminho (2002), utilizando a metodologia desenvolvida por Kashyap e Stein (2000), concluem que bancos pequenos reagem a apertos monetários do modo oposto ao previsto pela teoria do canal de empréstimos bancários, i.e., episódios de contração monetária amenizam as restrições de liquidez desses bancos. Já Oliveira e Neto (2008), utilizando a mesma metodologia de Graminho (2002), mas para um período posterior, encontram evidências do funcionamento desse canal de transmissão

no Brasil. Neste último estudo, a concessão de crédito dos bancos menores é mais sensível a apertos monetários do que as concessões de bancos grandes.

Takeda, Rocha e Nakane (2005) encontram coeficientes positivos e significantes para a interação entre tamanho e taxa Selic, mas o sinal do coeficiente muda quando o indicador de política monetária é a taxa de reservas compulsórias totais, o mesmo resultado encontrado por Ianaze (2011). Coelho, Mello e Garcia (2010) concluem que, no Brasil, os maiores bancos respondem mais a apertos monetários do que os menores bancos, novamente o oposto do previsto pela teoria do canal de empréstimos bancários.

O coeficiente de longo prazo da interação entre o índice de liquidez e a taxa Selic, por sua vez, apresenta sinal negativo, também em desacordo com a teoria, mas não é estatisticamente significativo (p-valor de 0,461 no modelo (3) e de 0,849 no modelo (7)). Tal resultado implica que bancos mais ou menos líquidos não responderiam de forma diferente a contrações monetárias, resultado que contrasta com estudos feitos para os EUA e para países da Europa, em que o nível de liquidez da instituição se mostrou relevante (Kashyap e Stein 1994, 2000; Ashcraft, 2008; Ehrmann et. al., 2003; Gambacorta, 2005).

No que diz respeito à liquidez do ativo, os resultados encontrados na literatura brasileira são inconclusivos. Graminho (2002) argumentam que apertos monetários relaxam as restrições de liquidez de bancos pequenos, enquanto Oliveira e Neto (2008) encontram evidências de que contrações monetárias na realidade endurecem as restrições de liquidez nos bancos pequenos.

Takeda, Rocha e Nakane (2005), embora encontrem um termo de interação negativo entre índice de liquidez e taxa Selic – o que seria consistente com o resultado de Graminho (2002) – sustentam que tal resultado não é robusto e, portanto, concluem que o nível de liquidez não afeta a resposta dos bancos brasileiros a choques monetários. Coelho, Mello e Garcia (2010) chegam à mesma conclusão, mas utilizando uma metodologia distinta. Por fim, Ianaze (2011) encontra resultados ambíguos dependendo da medida de política monetária escolhida: utilizando a taxa Selic, bancos mais líquidos são mais sensíveis a choques monetários, enquanto que utilizando a taxa de compulsório total, os bancos mais líquidos têm menor sensibilidade.

No que concerne ao efeito da capitalização sobre a resposta dos bancos, os resultados encontrados foram inesperados. A teoria do canal de empréstimos bancários prevê que bancos mais capitalizados tenham menos problemas informacionais nos mercados de crédito e que, por essa razão, sua concessão de empréstimos tenderá a ser menos sensível a períodos de contração monetária. Entretanto, o coeficiente de interação entre nível de capitalização e taxa Selic é negativo e significativo a 10%, indicando que quanto mais capitalizado for o banco, mais sensível a apertos monetários será sua concessão de crédito.

A maioria dos trabalhos aplicados a outros países encontra evidências de que bancos mais capitalizados são menos sensíveis, na média, a contrações monetárias (Kishan e Opiela, 2000 e Peek e Rosengren, 1995, para os EUA; Altunbas, Fazylov e Molyneux, 2000 e Gambacorta, 2005, para países da Europa)⁹. No Brasil, Noronha, Cajueiro e Tabak (2010) não encontram evidências de que o nível de capitalização do banco seja significativo. Já Arena, Reinhart e Vázquez (2006), estudando um grupo de 20 países da América Latina e da Ásia, incluindo o Brasil, concluem que a concessão de empréstimos de bancos mais capitalizados é menos sensível às condições monetárias, como previsto pela teoria do canal de empréstimos bancários.

O resultado encontrado neste trabalho pode ter implicações importantes para a condução de política econômica. Regulações bancárias que incluam maiores exigências de capital podem fazer com que

⁹ Esse resultado não é, contudo, unânime. Ehrmann et. al. (2003), por exemplo, argumentam que o nível de capitalização dos bancos não é relevante no processo de transmissão de política monetária nos quatro maiores países da zona do euro.

a política monetária se torne mais eficaz, ao fortalecer os impactos da política monetária na economia real através do canal de empréstimos bancários.

Além disso, esse resultado pode ter implicações interessantes para a condução de políticas econômicas anticíclicas. Se o Brasil estiver em um momento de expansão muito forte, o Banco Central pode optar por aumentar a exigência de capital dos bancos e realizar um aperto monetário com o objetivo de reduzir o ritmo de crescimento. Dado o resultado de que bancos mais capitalizados são mais sensíveis a aumentos na taxa de juros, esse mix de políticas poderia causar um efeito recessivo maior do que o esperado, pois o aumento do nível de capitalização aumentaria a eficácia da política monetária via canal de empréstimos bancários.

Em uma situação oposta, de crescimento econômico baixo, um possível curso de política econômica seria a diminuição da exigência de capital das instituições financeiras seguido de um afrouxamento monetário. Nesse caso, nossos resultados sugerem que tais ações, quando combinadas, diminuiriam o ritmo de recuperação da economia. Como vimos, o volume de concessão de crédito dos bancos pouco capitalizados é menos sensível a choques monetários do que o de bancos mais capitalizados. Portanto, uma menor exigência de capital diminuiria o efeito expansivo de uma diminuição dos juros, pois enfraqueceria o canal de empréstimos bancários de transmissão de política monetária.

Outra característica bancária que procuramos testar neste trabalho é a participação em conglomerados financeiros. Se instituições que fazem parte de conglomerados tiverem acesso a recursos de outras instituições do grupo (Ashcraft, 2008) ou, ainda, se o fato de pertencer a um conglomerado melhorar sua reputação, tais bancos deveriam ser menos sensíveis a condições monetárias desfavoráveis do que a média das instituições. Estudos realizados para os EUA (Campello, 2002) e para a Europa (Gambacorta, 2005) encontram evidências nesta direção.

Os resultados de nossas estimativas, contudo, não corroboram esta hipótese para os bancos comerciais brasileiros. Embora o coeficiente de interação entre a variável indicativa de participação em conglomerado e a medida de política monetária seja positivo, ele não é estatisticamente diferente de zero aos níveis de confiança usuais.

A origem do controle da instituição, se nacional ou estrangeiro, também pode ser um fator determinante de sua reação a choques monetários. Coelho, Mello e Garcia (2010) encontram evidências de que bancos estrangeiros reagem mais fortemente às contrações monetárias do que bancos nacionais. Os coeficientes estimados por Noronha, Cajueiro e Tabak (2010) apontam na mesma direção, mas não apresentam significância estatística. Já Arena, Reinhart e Vázquez (2006), estudando 20 países em desenvolvimento, não encontram evidências de que a origem do controle do banco influencia em sua resposta a condições monetárias.

Em nosso modelo, o coeficiente de longo prazo da interação entre a variável indicativa de nacionalidade do controle e a taxa Selic é positivo, o que indicaria que a concessão de empréstimos dos bancos estrangeiros é menos sensível a apertos monetários do que a concessão de bancos nacionais. Entretanto, tal coeficiente não apresentou significância estatística aos níveis de confiança usuais.

Por fim, utilizamos nosso modelo para testar as implicações da exposição ao risco dos bancos comerciais sobre a transmissão de política monetária. O tema vem ganhando importância nos últimos anos, embora ainda haja poucos trabalhos que o tenham estudado diretamente. Ehrmann et. al. (2003), por exemplo, afirmam que a utilização de uma medida de risco dos ativos dos bancos pode ser um importante passo para se entender melhor o mecanismo de transmissão monetária na Europa. Borio e Zhu (2012) argumentam que a percepção, a precificação e o gerenciamento de risco têm impactado cada vez mais o comportamento das instituições. Os autores apontam como motivos as constantes inovações financeiras e as mudanças no ambiente regulatório, em especial a implantação de acordo de Basileia III.

Nossas estimações apontam que o coeficiente de interação entre a variável de prudência, que é medida como o excesso de provisão sobre o mínimo exigido pelo órgão regulador, e a taxa Selic é negativo e altamente significativa. Isso significa que na ocorrência de uma contração monetária (elevação da taxa Selic), a concessão de empréstimos dos bancos mais prudentes (ou seja, aqueles com maior excesso de provisão) será menor do que a média. Portanto, uma contração monetária faz diminuir a participação deste tipo de instituição – mais prudentes – no total de crédito na economia, elevando a exposição ao risco do sistema financeiro como um todo¹⁰.

Em um exercício semelhante, mas aplicado a países da Zona do Euro, Altunbas, Gambacorta e Ibanez (2010) testaram como a exposição ao risco por parte dos bancos afeta seu comportamento frente a alterações na condução da política monetária. Os autores utilizam duas medidas de risco: a razão entre o montante provisionado para perdas e o total de crédito e um indicador de frequência esperada de *default*, calculada pela consultoria Moody's. Os resultados indicam que bancos com maior exposição ao risco, medida pela frequência esperada de *default*, são mais sensíveis a apertos monetários, que é o oposto do resultado encontrado neste trabalho. Contudo, os coeficientes estimados com a razão entre provisão e crédito não se mostraram significativos no estudo desses autores.

Ianaze (2011) é o único trabalho que encontramos para o Brasil em que se considera a exposição ao risco das instituições bancárias. Entretanto, este trabalho estuda como a qualidade do crédito no Brasil é influenciada pela política monetária, enquanto o intuito deste artigo é estudar a causalidade inversa. Os resultados encontrados pelo autor são, contudo, consistentes com nosso modelo. Segundo Ianaze (2011), a qualidade do crédito no Brasil piora em um cenário de contração monetária (aumenta a proporção de créditos com classificação entre E e H).

Tabela 2: Coeficientes de Longo Prazo - Outros Indicadores de Risco e Prudência

	Excesso de Provisão	Provisão	Provisão controlada p/ risco	Risco Normal	Risco 2
Característica*SELIC	-8,140*** (0,004)	-0,914** (0,011)	-0,908** (0,011)	0,242 (0,656)	-1,042 (0,237)
MA1 (p-valor)	(0,003)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,004)
MA2 (p-valor)	(0,207)	(0,1397)	(0,208)	(0,242)	(0,221)
Teste Sargan (p-valor)	(0,351)	(0,460)	(0,461)	(0,529)	(0,427)
Núm. de observações	3.346	3.346	3.346	3.346	3.346

Nota: A variável Provisão é a razão entre o total provisionado e o total de crédito da instituição. A variável Risco Normal é a razão entre o total de crédito de classificação de AA a C e o total de crédito da instituição. Já a variável Risco 2 se refere à razão entre o total de crédito de classificação H e o total de crédito da instituição. Todas as variáveis estão normalizadas em relação à média de todos os bancos em todos os períodos, conforme descrição das demais variáveis na seção 3.

A tabela 2, acima, contém os resultados de regressões adicionais utilizando outras medidas de risco. Na primeira coluna, repetimos o resultado da medida de Excesso de Provisão. A variável Provisão, na segunda coluna, é a razão entre o total provisionado e o total de crédito da instituição, normalizada em relação a todos os bancos e todos os períodos. Na terceira coluna, apresentamos os resultados da medida de provisão quando controlada pelo nível de risco¹¹. Por fim, testamos as

¹⁰ Uma interpretação possível para este resultado é a de que o mercado interpreta valores altos de provisão como um indicativo de exposição excessiva ao risco, ao invés de um indicativo de prudência.

¹¹ Incluímos na equação a primeira defasagem da medida Risco Normal. Os resultados são qualitativamente iguais se controlamos pela a medida Risco 2 ao invés de Risco Normal.

variáveis Risco Normal – crédito com classificação de AA a C – e Risco 2 – crédito de risco H –, ambas como razão dos empréstimos totais e normalizados.

Os sinais dos coeficientes de longo prazo são todos compatíveis com os resultados anteriores, em que utilizamos o excesso de provisão. Entretanto, o coeficiente é estatisticamente significativo somente quando utilizamos a medida de excesso de provisão ou a razão entre o total de provisão e o total de crédito.

Essas regressões adicionais têm o objetivo de testar a robustez dos resultados e também nos ajudam a compreender melhor o significado das medidas de risco adotadas. A medida Excesso de Provisão, por exemplo, nos proporciona uma medida de prudência do banco, pois estamos medindo o total provisionado além do exigido por lei. Os coeficientes encontrados para a variável Provisão, com e sem controle por nível de risco, reforçam a hipótese de que estamos mesmo medindo diferenças de prudência nas instituições e, assim, corroboram a interpretação dada aos resultados.

5. Conclusão

O objetivo principal deste estudo foi testar a existência do canal de empréstimos bancários de transmissão monetária no Brasil. Utilizando um modelo econométrico de dados em painel, analisamos qual a relação entre choques de política monetária e oferta de crédito por parte dos bancos comerciais brasileiros. Para identificar os movimentos de oferta de crédito, utilizamos características bancárias que ajudam a prever o comportamento dos bancos, como tamanho da instituição, grau de liquidez e capitalização, tipo de controle, participação em conglomerado e exposição ao risco.

Como esperado, os resultados apontam para uma relação negativa entre apertos monetários e volume de crédito e para uma relação positiva entre crescimento econômico e total de empréstimos. No modelo que utiliza a taxa Selic como medida de política, todos os coeficientes de longo prazo desta variável se mostraram negativos e significantes a 10%. Da mesma forma, os coeficientes de longo prazo para a variável PIB real foram positivos e significantes em todos os modelos.

Poderia se argumentar, contudo, que os efeitos encontrados dizem respeito à demanda por crédito, e não a sua oferta – i.e., períodos de contrações monetárias afetam negativamente o lado real da economia e provocam uma diminuição da demanda por crédito (Kashyap e Stein, 1994 e 1995). Para testar se tais reduções são causadas, ao menos em parte, por contrações na oferta de crédito, incluímos termos de interação entre algumas características das instituições e o indicador de política monetária.

Utilizando esta estratégia de identificação, encontramos que o tamanho da instituição não influencia sua decisão de oferta de crédito quando identificamos apertos monetários com aumentos na taxa Selic. Os coeficientes de longo prazo da interação entre Selic e índice de liquidez dos bancos são negativos, mas não apresentaram significância estatística, o que sugere que a oferta de crédito de bancos mais ou menos líquidos reage de maneira semelhante a alterações na taxa básica de juros.

No que diz respeito à medida de capitalização do banco, os resultados encontrados foram significantes e contrários ao previsto pela teoria do canal de empréstimos bancários. Os coeficientes de longo prazo neste caso foram negativos, sugerindo que a oferta de empréstimos de bancos mais capitalizados é mais sensível a choques monetários do que de bancos menos capitalizados.

Tal resultado tem interessantes implicações na condução de política econômica. Por exemplo, uma política expansionista que combine diminuição de exigência de capital com reduções na taxa básica se tornaria menos eficaz em face desse resultado. Já uma política contractionista que aumente a exigência de capital ao mesmo tempo em que eleva a taxa Selic seria ainda mais eficiente ao se considerar o efeito da capitalização sobre a transmissão monetária via canal de empréstimos bancários.

Também utilizamos o modelo para testar se bancos estrangeiros e bancos que fazem parte de conglomerados financeiros seriam menos sensíveis a choques monetários do que a instituição média. Nossos resultados não corroboraram esta hipótese.

Por fim, investigamos se bancos mais expostos ao risco, ou menos prudentes, são mais sensíveis a contrações monetárias. Nossos resultados, robustos e significantes, apontam na direção contrária: bancos mais prudentes, entendidos como aqueles com maior volume de provisão além do exigido pela regulação bancária, são mais sensíveis a choques de política. Ou seja, a concessão de empréstimos dos bancos mais prudentes se reduz mais em resposta a um aumento na taxa Selic do que a concessão de um banco com nível de risco médio.

Em resumo, no que diz respeito ao funcionamento do canal de empréstimos bancários no Brasil, nossos resultados foram ambíguos. Os coeficientes da variável liquidez e tamanho apontam na direção contrária, em especial no que diz respeito ao índice de capitalização da instituição.

A maior contribuição deste trabalho, contudo, é o resultado relacionando exposição ao risco e sensibilidade à política monetária. Como o volume de crédito de bancos menos expostos ao risco é mais sensível a apertos monetários, concluímos que um aumento na taxa básica de juros faz aumentar a fatia do mercado de crédito pertencente a bancos menos prudentes e, portanto, aumenta o nível geral de exposição ao risco do sistema financeiro.

Resultados contraditórios encontrados na literatura nacional (ver Takeda, Rocha e Nakane, 2005; Graminho, 2002; Oliveira e Neto, 2008; Coelho, Mello e Garcia, 2010; Noronha, Cajueiro e Tabak, 2010; e Ianaze, 2011) evidenciam que ainda são necessários mais estudos para que se compreenda com maior clareza o mecanismo de transmissão monetária no Brasil. Em especial, acreditamos que novas metodologias de identificação e medidas de risco alternativas devam ser testadas, em virtude do elevado ritmo de inovações no setor financeiro e da importância atribuída ao gerenciamento de risco por parte de grandes conglomerados financeiros (Borio e Zhu, 2012).

REFERÊNCIAS

- ALTUNBAS, Y., FAZYLOV, O. e MOLYNEUX, P. Evidence on the Banking Lending Channel in Europe. **Journal of Banking and Finance** 26: p.2093-2110. 2000.
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L. e IBANEZ, D. M. Bank Risk and Monetary Policy. **Journal of Financial Stability** 6: p.121-129. 2010.
- ARELLANO, M. e BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies** 58(2): p.277-297. 2001.
- ARENA, M., REINHART, C. e VÁZQUEZ, F. The Lending Channel in Emerging Economies: Are Foreign Banks Different? **NBER Working Paper 12340**. 2006.
- ASHCRAFT, A. Are Bank Holding Companies a Source of Strength to Their Banking Subsidiaries? **The Journal of Money, Credit and Banking** 40(2-3): p.273-294. 2008.
- BERNANKE, B. Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression. **American Economic Review** 73(3): p.256-76. 1983.
- _____. The Financial Accelerator and the Credit Channel. Speech at the The Credit Channel of Monetary Policy in the Twenty-first Century Conference, **Federal Reserve Bank of Atlanta**, Atlanta, Georgia. 15 de Junho de 2007.
- BERNANKE, B. e BLINDER, A. Credit, Money and Aggregate Demand. **American Economic Review Papers and Proceedings** 78(2): p.435-39. 1988.

- BERNANKE, B. e GERTLER, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. **Journal of Economic Perspectives** 9: p.27-48. 1995.
- BLINDER, A. S. e MACCINI, L. J. Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories. **Journal of Economic Perspectives** 5: p.73-96. 1991.
- BOLDIN, M. Econometric Analysis of the Recent Downturn in Housing: Was it a Credit Crunch? Mimeo, **Federal Reserve Bank of New York**. 1994.
- BORIO, C. e ZHU, H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? **Journal of Financial Stability**. 2012.
- BRESCIANI, S. M. **Política Monetária e o Canal de Crédito Bancário**: Verificação da existência do canal de crédito no Brasil no período de janeiro de 2000 a março de 2007. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) - EESP/FGV, São Paulo, 2008.
- CAMPELLO, M. Internal Capital Markets in Financial Conglomerates: Evidence from Small Bank Responses to Monetary Policy. **The Journal of Finance** 57: p.2773-2805. 2002.
- CENTRAL DE CUSTÓDIA E DE LIQUIDAÇÃO FINANCEIRA DE TÍTULOS (CETIP). **Estatísticas – Dados sobre o Mercado**. Disponível em: <<http://www.cetip.com.br/Estatisticas/Home>>. Acesso em: ago. 2012.
- CHIRINKO, R. Business Fixed Investment Spending: A Critical Survey of Modeling Strategies, Empirical Results and Policy Implications. **Journal of Economic Literature** 31: p.1875-911. 1993.
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM M. e EVANS, C. L. Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End? In: TAYLOR, John B. e WOODFORD, M. (Eds.). **Handbook of Macroeconomics** (Volume 1A). North-Holland: Amsterdam. 1999.
- COELHO, C. A., MELLO, J. M. P. e GARCIA, M. G. P. Identifying the Bank Lending Channel in Brazil through Data Frequency. PUC-Rio. **Texto para Discussão N° 574**. 2010.
- EHRMANN, M., GAMBACORTA, L., MARTINEZ PAGÉS, J., SEVESTRE, P. e WORMS, A. Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area. In: ANGELONI, L., KASHYAP, A. e MOJON, B. (Eds.). **Monetary Policy Transmission in the Euro Area**. Cambridge University Press: United Kingdom. 2003.
- FRIEDMAN, M. e SCHWARTZ, A. **A Monetary History of the United States, 1867-1960**. Princeton University Press: Princeton, New Jersey. 1971.
- FUHRER, J. C. e MOORE, G. R. Inflation Persistence. **Quarterly Journal of Economics** 110(1): p.127-159. 1995a.
- FUHRER, J. C. e MOORE, G. R. Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output. **American Economic Review** 85(1): p.219-239. 1995b.
- GAMBACORTA, L. Inside the Bank Lending Channel. **European Economic Review** 49: p.1737-59. 2005.
- GRAMINHO, F. M. **O Canal de Empréstimos Bancários no Brasil: Uma Evidência Microeconômica**. 2002. Dissertação (Mestrado em Economia) - EPGE/FGV, Rio de Janeiro, 2002.
- HUBBARD, G. Is There a “Credit Channel” for Monetary Policy? **The Federal Reserve Bank of St. Louis Review**. Maio/Junho: p.63-77. 1995.
- IANAZE, A. **Efeito da Política Monetária sobre a Qualidade do Crédito Bancário no Brasil**. 2011. Dissertação (Mestrado em Economia) - EESP/FGV, São Paulo, 2011.

- KASHYAP, A. K. e STEIN, J. C. Monetary Policy and Bank Lending. In: MANKIWI, N. G. (Ed.). **Monetary Policy**. The University of Chicago Press: United States. 1994.
- _____. The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** 42: p.151-95. 1995.
- _____. What Do a Million Observations on Banks Have to Say About the Transmission of Monetary Policy? **American Economic Review** 90(3): p.407-28. 2000.
- KASHYAP, A. K., STEIN, J. C e WILCOX, D. W. Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance. **American Economic Review** 83(1): 78-98. 1993.
- KISHAN, R. P. e OPIELA, T. P. Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel. **The Journal of Money, Credit and Banking** 32(1): p.121-141. 2000.
- LUNDBERG, E. L. Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que Diferencia o Mercado de Crédito Brasileiro?. **Trabalho para Discussão 258**. Banco Central do Brasil. Brasília. 2011.
- LEEPER, E. M., SIMS, C. A. e ZHA, T. What does monetary policy do? **Brookings Papers on Economic Activity** 2: p.1-78. 1996.
- MODIGLIANI, F. e MILLER M. H. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **American Economic Review** 48(3): p.261-97. 1958.
- NORONHA, A. C. B., CAJUEIRO, D. e TABAK, B. M. Bank Capital Buffers, Lending Growth and Economic Cycle: Empirical Evidence for Brazil. **Anpec: XXXVIII Encontro Nacional de Economia**. 2010.
- OLIVEIRA, F. N. Canal de Empréstimos Bancários no Brasil: Evidência a partir dos Empréstimos Bancários de Empresas Públicas e Privadas. **Pesquisa e Planejamento Econômico** 40(2): p.187-212. 2010.
- _____. e NETO, R. M. A Relevância do Canal de Empréstimos Bancários no Brasil. **Revista Brasileira de Finanças** 6(3): p.357-409. 2008.
- PASSOS, F. V. **Transmissão da Política Monetária: Canal de Empréstimos Bancários no Brasil no Período 2000-2010**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) - IBMEC/RJ, Rio de Janeiro, 2010.
- PEEK, J. e ROSENGREN, E. S. Bank Lending and the Transmission of Monetary Policy. **Conference Series, Federal Reserve Bank of Boston**: p. 47-79. 1995.
- ROMER, C. D. e ROMER, D. H. New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism. **Brookings Papers on Economic Activity**: p.149-214. 1990.
- SIMS, C. A. Money, Income and Causality. **American Economic Review** 62(4): p.540-552. 1972.
- SOUZA-SOBRINHO, N. F. Uma Avaliação do Canal de Crédito no Brasil. **25º Prêmio BNDES de Economia**. Rio de Janeiro. 2003.
- STEIN, J. C. An Adverse Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy. **RAND Journal of Economics** 29(3): p.466-486. 1998.
- STOCK, J. H. e WATSON, M. W. Interpreting the Evidence on Money-Income Causality. **Journal of Econometrics** 40: p.161-181. 1989.
- TAKEDA, T., ROCHA, F. e NAKANE, M. The Reaction of Banking Lending to Monetary Policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia** 59: 107-26. 2005.

TAYLOR, J. B. **Macroeconomic Policy in a World Economy**: From Econometric Design to Practical Operation. W. W. Norton: New York, New York. 1993.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. MIT Press: Cambridge, Massachusetts. 2002.