

Felipe Augusto de Araujo

**Instituições Bancárias e Transmissão de
Política Monetária: um Estudo
Microeconômico Aplicado ao Brasil**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2012

Felipe Augusto de Araujo

Instituições Bancárias e Transmissão de Política Monetária: um Estudo Microeconômico Aplicado ao 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. Bruno de Paula Rocha

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2012

Folha de Aprovação

AGRADECIMENTOS

Agradeço a meus pais, José Tadeu e Maria Lidia, pelo suporte emocional e financeiro, desde sempre;

À minha linda esposa Marina, pelo apoio e companheirismo, nos dias bons e ruins, e por me cobrar mais celeridade de vez em quando;

À minha irmã Natália, pelas longas conversas e por estar sempre torcendo por mim;

À minha irmã Natália, de novo, para compensar um esquecimento prévio;

Ao meu orientador, Bruno, pela paciência, seriedade e pela confiança depositada em mim;

Aos amigos de mestrado, pela companhia e pelos momentos divertidos que passamos juntos;

Aos funcionários e professores do CEDEPLAR, que me deram todo o suporte necessário para a realização deste trabalho;

Ao Banco Central do Brasil, que disponibilizou uma base de dados importante para a conclusão deste trabalho;

À CAPES e ao CNPq, pelo apoio financeiro recebido.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
2 TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA.....	4
2.1 Canais de Transmissão.....	4
2.2 Canal de Empréstimos Bancários: um Modelo Teórico.....	8
2.3 Revisão da Literatura	13
2.3.1 Evidências Internacionais.....	14
2.3.2 Evidências para o Brasil.....	17
3 O SETOR BANCÁRIO NO BRASIL	23
3.1 Evolução Recente do Crédito no Brasil.....	24
3.2 A Importância do Setor Bancário: Brasil, Zona do Euro e EUA.....	26
3.3 Bancos e o Financiamento das Empresas	27
3.4 Concentração de Mercado	31
3.5 Influência do Estado no Mercado Bancário	32
4 METODOLOGIA E BASE DE DADOS	36
4.1 Modelo Econométrico e Variáveis Utilizadas.....	36
4.2 Base de Dados.....	42
4.3 Dados Amostrais	43
5 RESULTADOS	47
5.1 Taxa Selic como Medida de Política Monetária.....	47
5.2 Taxa de Recolhimento Compulsório Total como Medida de Política	56
6 CONCLUSÃO.....	60
REFERÊNCIAS.....	63
ANEXOS	67

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

GRÁFICO 1 - Evolução do Crédito Total (% do PIB)	24
GRÁFICO 2 - Evolução do Crédito Direcionado e do Crédito Livre (% do PIB) ...	25
TABELA 1 – Características Financeiras do Brasil, Zona do Euro e EUA (% do PIB), 2010	26
GRÁFICO 3 - Estrutura do Crédito a Pessoas Jurídicas (% do total do crédito a PJ).....	28
GRÁFICO 4 - Estoque de Debêntures, Média Anual (R\$ de 2005, milhões)	29
GRÁFICO 5 - Estoque de Commercial Paper, Média Anual (R\$ de 2005, milhões)	29
GRÁFICO 6 - Emissão Primária de Ações (R\$ de 2005, milhões).....	29
GRÁFICO 7 - Ativo, Crédito e Depósitos dos 10 Maiores Bancos sobre os Totais do Sistema Financeiro – C10 (%).....	31
GRÁFICO 8 - Crédito Setor Público sobre Créditos Totais do Sistema Financeiro (%).....	33
TABELA 2 – Balanço Patrimonial de Bancos de Diferentes Tamanhos.....	44
TABELA 3 – Coeficientes de Longo Prazo - Taxa SELIC como Medida de Política Monetária	48
TABELA 4 – Coeficientes de Longo Prazo - Outros Indicadores de Risco e Prudência.....	56
TABELA 5 – Coeficientes de Longo Prazo – Taxa de Compulsório Total como Medida de Política Monetária.....	57
TABELA 6 – Coeficientes de Longo Prazo – Taxa de Compulsório Total como Medida de Política Monetária*.....	67
TABELA 7 – Resumo de Estudos do Canal de Empréstimos Bancários para o Brasil.....	68

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.

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.

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.

Como veremos mais detalhadamente nos capítulos seguintes, essa 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.

Nesta dissertação, 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; Ianzze, 2011)¹.

O objetivo desta dissertação 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

¹ A tabela 7, no anexo, apresenta um resumo de diversos trabalhos que investigaram a existência do canal de empréstimos bancários para a economia brasileira.

a depender da medida de política monetária adotada, semelhante a outros trabalhos já publicados para o Brasil.

Este trabalho está dividido em seis capítulos, incluindo esta introdução. O Capítulo 2 discute algumas teorias de transmissão de política monetária, apresenta o modelo teórico em que nos baseamos e faz uma revisão da literatura. O Capítulo 3 apresenta a evolução do setor bancário brasileiro na última década. O Capítulo 4 apresenta os dados e a metodologia a ser utilizada. Por fim, o Capítulo 5 discute os resultados encontrados e o capítulo 6 conclui o trabalho.

2 TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

2.1 Canais de Transmissão

Entre os economistas, 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 real², 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 ineficiências do mercado de crédito. Tais ineficiências – por exemplo, informação assimétrica 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 prestador 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.

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

² 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).

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

umentando 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. Nesta dissertação não iremos testar empiricamente, nem discutir em detalhes, o canal do balanço patrimonial.

No restante do capítulo, estudaremos em mais detalhes o funcionamento do canal de empréstimos bancários. Na próxima seção apresentaremos um modelo teórico de escolha de portfólio dos bancos capaz de gerar esse mecanismo de transmissão. Em seguida, vamos discutir as contribuições das literaturas teórica e empírica sobre transmissão de política monetária, no Brasil e em outros países.

2.2 Canal de Empréstimos Bancários: um Modelo Teórico

O trabalho seminal de Bernanke e Blinder (1988) foi um dos pioneiros na modelagem do canal de empréstimos bancários. A estratégia dos autores foi estender o modelo IS/LM tradicional para incluir um mercado de crédito bancário, além dos mercados de moeda e títulos. Como o modelo IS/LM, essa extensão é de natureza essencialmente macroeconômica e, portanto, não considera explicitamente os fundamentos microeconômicos por trás do comportamento dos bancos.

Kashyap e Stein (1995), por sua vez, desenvolvem um modelo de escolha de portfólio das firmas bancárias capaz de gerar um canal de empréstimos bancários devido a imperfeições no mercado de crédito. Essa modelagem microeconômica produz resultados sobre o comportamento dos bancos que os autores em seguida utilizam para testar empiricamente a teoria. Nessa mesma linha, mas com um modelo mais completo, Stein (1998) desenvolve um modelo microeconômico de seleção adversa para a escolha de portfólio dos bancos que também resulta na existência de um canal de empréstimos bancários de transmissão de política monetária.

O modelo que utilizaremos neste trabalho é baseado em Ehrmann et. al. (2003). Trata-se de um modelo microeconômico simples de escolha de portfólio de firmas bancárias. Como veremos, o modelo nos fornece implicações que serão testadas na parte empírica desta dissertação.

Considere a seguinte identidade contábil do balanço dos bancos:

$$L_i + S_i = D_i + B_i + C_i \quad (1)$$

onde L_i é o volume de empréstimos do banco i , S_i o volume de títulos no ativo do banco, D_i o volume de depósitos, B_i as demais formas de financiamento dos bancos (CDB, RDB e outros instrumentos de dívida) e C_i o capital do banco i . Assumimos que o mercado de crédito bancário é do tipo competição monopolística. Dessa forma, cada banco se depara com uma curva de demanda por empréstimos negativamente inclinada:

$$L_i^d = -a_0 \cdot r_{L,i} + a_1 \cdot y + a_2 \cdot p \quad (2)$$

onde $r_{L,i}$ é a taxa de juros do empréstimo cobrada pelo banco i , o produto real é denotado por y , e p é o nível de preços. Os coeficientes a_0 , a_1 e a_2 são positivos.

Para simplificar o modelo, vamos assumir que o capital de determinado banco esteja relacionado ao seu volume de empréstimos, como exigem as agências reguladoras e, mais especificamente, os Acordos de Basileia, e seu montante de títulos, S_i , esteja relacionada ao total de depósitos³:

$$C_i = k \cdot L_i \quad (3)$$

$$S_i = s \cdot D_i \quad (4)$$

onde $0 < k < 1$ e $0 < s < 1$.

Nesse modelo, os depósitos não são remunerados e sua única função é a de meio de pagamento. Como os bancos não pagam juros sobre os depósitos, eles não tem controle direto sobre o montante de depósitos recebidos. Os bancos tomam o nível de depósitos recebidos como uma variável exógena e o volume total de depósitos nessa economia diminui após uma política monetária contracionista que aumenta a taxa básica de juros. Dessa forma, a demanda por depósitos assume a forma tradicional de demanda por liquidez. Ou seja, a

³ Uma justificativa para esta hipótese é a precaução dos bancos. Se um banco sofrer uma retirada inesperada de depósitos, ele pode ser obrigado a se desfazer de alguns de seus ativos. Se a liquidação de empréstimos for mais onerosa do que a liquidação de títulos, a quantidade ótima de títulos no ativo dos bancos terá relação direta com o volume de depósitos.

demanda por depósitos é uma função negativa da taxa de juros dos títulos, r_S , que assumimos ser a taxa básica de juros da economia⁴:

$$D = -b_0 \cdot r_S \quad (5)$$

em que $b_0 > 0$ e D é o volume total de depósitos na economia. É importante ressaltar que essa modelagem assume um impacto homogêneo na demanda por depósitos de cada um dos bancos. Ou seja, estamos considerando que o tamanho do banco, sua área de atuação ou mesmo sua localização não influenciam a variação de depósitos experimentada como consequência de um choque de política monetária.

Como já explicitado em nosso modelo, os bancos possuem outras fontes de recursos, que denominamos de B_i . Entretanto, devido a problemas de informação assimétrica nos mercados de crédito, as instituições bancárias não conseguem levantar recursos pagando a taxa básica, r_S . Para atrair investidores, os bancos precisam pagar uma taxa de juros, $r_{B,i}$, que inclui um prêmio sobre a taxa livre de risco. Esse prêmio de risco, por sua vez, depende das características de cada banco, x_i .

Essa variável deve ser entendida como uma medida da saúde financeira da instituição (liquidez, capital, fluxo de caixa etc.) e também como um indicador do grau de assimetria de informação a que o banco está sujeito. Por exemplo, parece natural supor que quanto maior a instituição menor sua exposição a problemas informacionais. Assumimos, ainda, que essa variável pode ser observada por todos os participantes do mercado. Quanto maior x_i , menor o *mark-up* sobre a taxa básica de juros:

$$r_{B,i} = r_S \cdot (\mu - c_0 \cdot x_i) \quad (6)$$

⁴ Esse é um modo simples, mas não o único, de justificar uma queda no nível de depósitos após uma contração monetária. Considere, por exemplo, uma economia em que os agentes mantêm boa parte de seus recursos nos bancos. Nesse caso, uma política contracionista, em que o banco central retira reservas dos bancos comerciais, diminui a capacidade do sistema bancário de gerar depósitos.

onde $\mu - c_0 \cdot x_i \geq 1 \forall i$. O banco i não é capaz de levantar fundos a uma taxa menor do que $r_{B,i}$, mas a essa taxa ele pode arrecadar qualquer quantidade de recursos.

O lucro do banco i será dado por:

$$\pi_i = L_i \cdot r_{L,i} + S_i \cdot r_S - B_i \cdot r_{B,i} - \psi_i \quad (7)$$

onde ψ_i representa custos específicos de cada banco (por exemplo, custos administrativos e custos de remuneração de sua estrutura de capital) e supomos $B_i > 0$.

Assumindo equilíbrio no mercado de crédito bancário e substituindo (1) a (5) na equação de lucro, obtemos:

$$\pi_i = L_i \cdot \left(-\frac{1}{a_0} \cdot L_i + \frac{a_1}{a_0} \cdot y + \frac{a_2}{a_0} \cdot p \right) + s \cdot D_i \cdot r_S - ((1-k) \cdot L_i - (1-s) \cdot D_i) \cdot r_{B,i} - \psi_i \quad (8)$$

Utilizado a condição de primeira ordem referente à escolha ótima do nível de empréstimos, e em seguida substituindo (6), obtemos:

$$L_i = \frac{a_1}{2} \cdot y + \frac{a_2}{2} \cdot p - \frac{a_0 \cdot \mu \cdot (1-k)}{2} \cdot r_S + \frac{a_0 \cdot c_0 \cdot (1-k)}{2} \cdot x_i \cdot r_S - \frac{a_0}{2} \cdot \frac{\partial \psi_i}{\partial L_i} \quad (9)$$

Na teoria tradicional de transmissão de política monetária, ou seja, desconsiderando o canal de crédito, não há problemas de informação assimétrica no mercado de crédito⁵. No âmbito deste modelo, isso equivale a afirmar que $\mu - c_0 \cdot x_i = 1 \forall i$ na equação (6). Portanto, os bancos não precisarão pagar um prêmio de risco sobre a taxa básica de juros para arrecadar recursos no mercado. Assim, $r_{B,i} = r_S \forall i$ e a equação (9) se torna:

$$L_i = \frac{a_1}{2} \cdot y + \frac{a_2}{2} \cdot p - \frac{a_0(1-k)}{2} \cdot r_S \quad (10)$$

⁵ No modelo IS/LM, por exemplo, títulos e crédito bancário são vistos como substitutos perfeitos e, por isso, trabalha-se com somente dois mercados: de títulos e de moeda.

Sob essa hipótese, a reação a choques monetários é a mesma para todos os bancos. Se o banco central realiza uma política contracionista, por exemplo, aumentando a taxa básica de juros, r_S , o total de depósitos no sistema bancário diminui, de acordo com a equação (5). Se os bancos desejarem manter o volume de empréstimos, eles precisarão aumentar a captação de recursos através de outras fontes, em virtude da identidade contábil (1).

Entretanto, um aumento na taxa básica de juros equivale a um aumento também na taxa pela qual determinado banco consegue recursos no mercado, $r_{B,i}$ (estamos assumindo $r_{B,i} = r_{S,i} \forall i$). Por fim, ao menos uma parte desse aumento do custo de captação será repassada como aumento nas taxas dos empréstimos, $r_{L,i}$, provocando uma contração na demanda por crédito bancário de forma homogênea⁶. No modelo explicitado acima, essa dinâmica equivale ao coeficiente negativo de r_S na equação (10).

Se, por outro lado, consideramos a existência do canal de empréstimos bancários, o efeito da política monetária contracionista não será o mesmo para todos os bancos. Agora, as características dos bancos e suas medidas de saúde financeira (captadas pela variável x_i) é que irão determinar o aumento nos custos de captação de cada instituição, pois o grau dos problemas informacionais no mercado de crédito varia com os atributos de cada banco. Essa característica é captada no modelo pelo fato de termos $c_0 > 0$ na equação (6).

Bancos que experimentarem um aumento maior em sua taxa de juros de captação (ou seja, aqueles bancos com valores menores de x_i) deverão ajustar seu volume de crédito de forma mais agressiva. Ainda, se o impacto na demanda por crédito é homogêneo em todos os bancos, então uma resposta diferencial do volume de crédito concedido sugere a ocorrência de um choque na oferta de crédito.

⁶ Note que, por esse raciocínio, a contração de crédito que se segue a uma contração monetária é resultado de uma queda na demanda de crédito. O canal de empréstimos bancários, como vimos, sugere uma redução no volume de crédito pelo lado da oferta.

Para identificar uma resposta diferenciada do volume de crédito, devemos investigar o coeficiente que acompanha o termo $x_i \cdot r_S$ na equação (9):

$$\frac{a_0 \cdot c_0 \cdot (1 - k)}{2} \quad (11)$$

A teoria do canal de empréstimos bancários prevê que tais coeficientes de interação serão positivos. Se na estimação econométrica esse coeficiente for positivo e significativo, e se as hipóteses do modelo são aceitáveis, concluiremos que há evidências do funcionamento do canal de empréstimos bancários na transmissão da política monetária na economia brasileira durante o período analisado.

2.3 Revisão da Literatura

A literatura sobre transmissão de política monetária cresceu muito nas últimas décadas, principalmente nos EUA e na Europa. No Brasil, embora vários estudos tenham sido realizados, estamos ainda longe de um consenso sobre a existência ou não do canal de crédito de transmissão de política monetária na economia brasileira. A seguir, será feita uma breve revisão das literaturas estrangeira e nacional sobre o tema.

Vale notar que, dentre os estudos apresentados, diferenciamos entre os que analisaram a evidência de dados agregados e aqueles que utilizaram a desagregação dos dados como estratégia de identificar os movimentos da oferta de crédito. Essa distinção é importante devido às características peculiares de cada tipo de estudo.

Os que utilizam dados agregados têm mais dificuldade em identificar os movimentos de oferta de crédito, pois o volume de crédito concedido responde também à demanda por tais recursos. A demanda por crédito, por sua vez, é endógena nos modelos agregados, pois é afetada pelas variações do produto. Já o ponto forte desse tipo de análise é a possibilidade de se estimar o efeito macroeconômico do canal de transmissão.

Por outro lado, quando se trabalha com dados de firmas bancárias individuais, a estratégia de identificação se torna mais convincente. A premissa básica subjacente é a de que, mesmo sabendo que a demanda por crédito é endogenamente determinada, o canal de empréstimos bancários implica que diferentes bancos irão reagir de diferentes modos após uma ação de política monetária, o que permite um teste econométrico robusto utilizando dados *cross-section*. O lado negativo é que essa análise não possibilita a estimação do efeito final sobre a demanda agregada.

2.3.1 Evidências Internacionais

Fisher (1933), no primeiro número da revista *Econometrica*, já apresenta alguns dos argumentos que mais tarde seriam incorporados pela teoria do canal de crédito. Sua conhecida teoria das depressões econômicas – *debt-deflation theory* – sustenta que à medida que a deflação faz piorar a situação financeira dos devedores⁷, sua capacidade de renovar os débitos diminui e, conseqüentemente, aumenta o número de pedidos de falência e se agrava a situação dos emprestadores. Essa dinâmica, resultante de um endividamento excessivo, funcionou como um agravante na disseminação dos problemas causados pela Grande Depressão dos anos 30. A moderna teoria do canal de crédito oferece uma racionalização para a teoria proposta por Fisher (Bernanke, 2007).

Em uma mesma linha, Bernanke (1983) busca demonstrar como imperfeições nos mercados de crédito ajudaram a propagar os efeitos contracionistas da Grande Depressão. A argumentação central do texto é de que a teoria monetarista proposta por Friedman e Schwartz (1963) não é suficiente para explicar o persistente declínio do produto real no período que se seguiu à recessão de 1929-1930.

Na teoria proposta, o setor de intermediação financeira especializa-se em superar problemas informacionais nos mercados de crédito. O grande número de falências bancárias no período de 1930-33 provocou uma enorme queda na

⁷ Em períodos de alta inflação, os credores são prejudicados, pois recebem os pagamentos em unidades monetárias com menor valor real. Já em período de deflação, os devedores é que são prejudicados, pois terão que pagar os empréstimos contraídos com uma moeda mais valorizada.

eficiência do setor financeiro, dificultando a obtenção de crédito por parte das empresas e das famílias. Para Bernanke, esses efeitos são capazes de explicar a evolução de uma recessão moderada em 1929-30 para a Grande Depressão dos anos 30.

Vale destacar que ambos os autores tratam do canal de crédito amplo – Fisher implicitamente e Bernanke explicitamente. Ou seja, ambos consideram os efeitos da política monetária sobre a situação financeira de firmas convencionais e de bancos, decorrentes de imperfeições nos mercados de crédito amplamente definidos.

Como já citado anteriormente, Bernanke e Blinder (1988) desenvolvem uma extensão do tradicional modelo IS-LM com o objetivo de estudar as consequências de informação assimétrica nos mercados de crédito. Para tanto, os autores abandonam a hipótese de que títulos e crédito bancário sejam perfeitamente substitutos nos mercados financeiros – condição necessária para a validade do modelo IS-LM.

Sob essa condição, o arcabouço desenvolvido pelos autores sugere que o impacto de um choque monetário na economia real é maior do que aquele previsto pela teoria IS-LM tradicional. Este trabalho seminal foi um dos pioneiros em prover uma sustentação teórica para a existência do canal de crédito de transmissão da política monetária.

Em um trabalho com um enfoque mais empírico, Bernanke e Gertler (1995) utilizam a técnica de vetores autorregressivos – VARs – para dados agregados da economia americana e apresentam evidências da existência do canal de crédito nos EUA. Para eles, a resposta estimada da economia a choques monetários não pode ser explicada somente pela teoria tradicional. Em especial, essa teoria não explica a magnitude, o tempo de resposta, nem a composição dos efeitos observados. A teoria do canal de crédito, segundo os autores, é capaz de suprir essa deficiência.

Kashyap e Stein (1995), por sua vez, utilizam dados de bancos individuais com o objetivo de testar a existência do canal de empréstimos bancários. Os autores

desenvolvem um modelo teórico do comportamento da firma bancária com a seguinte implicação: em resposta a choques monetários, bancos pequenos e bancos grandes devem reagir de forma distinta ao rearranjar seus ativos. Os autores, em seguida, testam empiricamente as previsões desse modelo. Os coeficientes de interesse em regressões para categorias de bancos – pequenos, médios e grandes – se mostraram estatisticamente significantes e robustos a diferentes formulações. Os resultados são consistentes com a teoria do canal de empréstimos bancários.

Em um trabalho posterior, os mesmos autores (Kashyap e Stein, 2000) utilizam uma base de dados de quase um milhão de observações para novamente testar a teoria. Dessa vez, utilizam uma metodologia de regressão de dados em painel em dois estágios e encontram uma relação significativa entre choques de política monetária e variações na oferta de crédito de bancos comerciais. Eles observam, ainda, que tais efeitos são mais pronunciados em bancos com menor nível de liquidez e aqueles situados na parte inferior da distribuição de tamanho, exatamente como previsto pela teoria do canal de empréstimos bancários.

Ainda para os EUA, Kishan e Opiela (2000) apresentam um estudo sobre canal de empréstimos bancários. Assim como Kashyap e Stein (1995, 2000), os autores utilizam dados desagregados de firmas bancárias para identificar o efeito de interesse. Diferentemente destes últimos, contudo, Kishan e Opiela se concentram tanto no tamanho dos bancos quanto em seu grau de capitalização, medido pela razão do capital total sobre os ativos.

Os autores separam os bancos de acordo com esses dois critérios com o intuito de fortalecer a estratégia de identificação, pois se torna possível fazer comparações entre bancos de mesmo tamanho, mas níveis de capitalização diferentes e vice-versa. Os resultados indicam que bancos pequenos e com baixa capitalização são os mais afetados por uma política monetária contracionista. Ainda, há evidências de que as instituições nessa categoria sequer são capazes de levantar recursos não-depositários após uma contração no nível dos depósitos. Ambos os resultados depõem a favor da existência de um canal de empréstimos bancários.

Altunbas, Fazylov e Molyneux (2002) realizaram um estudo utilizando a mesma metodologia, mas aplicado a países da Zona do Euro. Ao contrário do estudo de Kishan e Opiela (2000), contudo, o coeficiente da variável ativo total do banco não se mostrou significativo na regressão utilizando técnicas de dados em painel. As medidas de capitalização das instituições, por outro lado, se mostraram significativas para todas as categorias de tamanho. Segundo os autores, esses resultados corroboram a existência do canal de empréstimos bancários na Zona do Euro, ainda que os bancos da Europa sejam afetados de forma distinta dos bancos nos EUA.

Em outro trabalho voltado para a Zona do Euro, Ehrmann et. al. (2003) estudam detalhadamente a estrutura do sistema bancário e financeiro dos países da região utilizando uma base de dados mais abrangente que as utilizadas em estudos anteriores. Os autores discutem um modelo teórico para o canal de empréstimos bancários e testam empiricamente suas implicações.

Utilizando dados desagregados e técnicas de painel dinâmico, eles estimaram coeficientes significativos para os níveis de liquidez dos bancos nas equações de empréstimos. Assim como Altunbas, Fazylov e Molyneux (2002), e ao contrário dos estudos para os EUA, esses autores não identificaram uma relação clara entre tamanho do banco e a resposta de sua oferta de crédito a mudanças de política monetária.

Também na Europa, Gambacorta (2005) utiliza uma base de dados detalhada para estudar a existência desse canal de transmissão na economia italiana. Utilizando uma metodologia semelhante àquela de Kashyap e Stein (1995), mas com dados desagregados por firma (Kashyap e Stein (1995) utilizam categorias de bancos como unidade de análise), o trabalho encontra evidências da existência do canal de empréstimos bancários para a Itália funcionando através dos graus de liquidez e de capitalização as instituições.

2.3.2 Evidências para o Brasil

No Brasil, diversos trabalhos foram realizados na última década buscando investigar a existência do canal de empréstimos bancários. No que segue,

dividimos essa literatura com base no tipo de dado utilizado para maior clareza de exposição.

Literatura com Dados Agregados

Souza-Sobrinho (2003) utiliza dados agregados para a economia brasileira no período pós-Plano Real para testar a existência do canal de empréstimos bancários. Em um exercício preliminar, o autor apresenta uma minuciosa análise descritiva dos dados e demonstra que o comportamento das séries – indicadores de política monetária, do mercado de crédito e da atividade real – é compatível com o funcionamento desse canal de transmissão. Nas seções seguintes, Souza-Sobrinho reporta os resultados de diversos testes econométricos. Os testes de causalidade de Granger indicam que tanto a taxa Selic quanto o volume de crédito são bons previsores do produto real⁸, o que pode ser interpretado como uma indicação da existência de um canal de empréstimos bancários.

O autor também investiga a reação da economia utilizando a técnica de vetores autorregressivos. As evidências encontradas sugerem que a atividade real e o volume de crédito respondem rapidamente a choques de política monetária. Ainda, as equações estimadas sugerem que os bancos brasileiros realocam seus ativos após um aperto monetário, migrando do crédito para os títulos públicos. Esses dois resultados são também compatíveis com a teoria.

Por fim, Souza-Sobrinho se dedica à estimação da curva CC para o Brasil. Tal equação é uma extensão da curva IS tradicional tal como proposta por Bernanke e Blinder (1988). O autor conclui que a inclusão da variável de crédito na curva IS de fato melhora o poder preditivo do modelo. Em suma, todos os testes econométricos realizados corroboram a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil.

Bresciani (2008) estuda o mecanismo de transmissão monetária no Brasil no período de 2000 a 2007. A autora se baseia na estimação de VARs (vetores autorregressivos), VECs (vetores de correção de erros) e em uma análise da

⁸ Os testes utilizando velocidade do crédito, ao invés do volume, encontraram resultados similares.

composição das dívidas das empresas brasileiras semelhante à realizada por Kashyap, Stein e Wilcox (1993). A ideia é, primeiramente, testar a importância macroeconômica do canal de crédito (através dos VARs e VECs) e, depois, investigar se há, de fato, um efeito sobre oferta de crédito (através da análise da composição dos passivos das empresas).

Do primeiro tipo de teste, a autora conclui que o volume de crédito é importante na explicação de movimentos futuros do produto e que, portanto, há evidências de relevância macroeconômica do canal de crédito. Por fim, da análise da composição das dívidas de empresas, a autora conclui que não há evidência de que um aperto monetário diminua a importância do crédito bancário como fonte de financiamento no Brasil. Logo, embora argumente a favor de um papel ativo do crédito na determinação do produto, o trabalho não encontra evidências de que tal impacto se dê pelo lado da oferta de crédito.

Passos (2010) utiliza uma abordagem semelhante à de Souza-Sobrinho (2003) e inclui a estimação de vetores autorregressivos estruturais (SVAR), considerando o período 2000-2010. Ao contrário deste último, Passos conclui que, primeiro, choques de política monetária, representados por variações na taxa SELIC, não possuem um efeito significativo na oferta de crédito por parte dos bancos e, segundo, o volume de crédito não se mostrou relevante para ajudar a prever o nível de produto futuro. Ambos os resultados não corroboram os efeitos sugeridos pela teoria do canal de empréstimos bancários.

Literatura com Dados Desagregados

Já dentre os estudos com dados desagregados, 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 e 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). 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 bancários⁹ funcionando através do excesso de capital mantido pelas instituições¹⁰: 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, Janaze (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.

Dos estudos para o Brasil apresentados nessa seção, este último é o que mais se assemelha a esta dissertação. 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.

Como ficou claro, a literatura sobre o canal de crédito no Brasil é ainda inconclusiva. Vários trabalhos foram realizados nos últimos anos, adotando diversas metodologias e diferentes bases de dados. Alguns desses estudos

⁹ 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.

¹⁰ Por excesso de capital entendemos aquela quantia além do exigido pelos órgãos reguladores.

concluíram que o Brasil possui um canal de empréstimos bancários relevante. Vários outros chegaram à conclusão oposta: de que tal canal de transmissão não é significativo para a economia brasileira.

3 O SETOR BANCÁRIO NO BRASIL

Nesta seção apresentaremos dados e informações sobre o setor bancário brasileiro, ocasionalmente fazendo comparações com outros países. Estamos interessados nas características mais relevantes do setor bancário do Brasil e em sua evolução recente. Com isso, vamos analisar a importância de se estudar o canal de empréstimos bancários e também inferir o potencial impacto macroeconômico desse mecanismo de transmissão de política monetária.

De acordo com o modelo teórico apresentado na seção anterior, há três condições necessárias para a existência do canal de empréstimos bancários (Kashyap e Stein, 1993). Primeiramente, títulos de dívida e empréstimos bancários não podem ser substitutos perfeitos no passivo de um número significativo de empresas. Ou seja, algumas empresas devem ser dependentes de empréstimos bancários, no sentido de que se houver uma contração da oferta de crédito bancário, tais firmas se verão obrigadas a rever seus planos de investimento, afetando a demanda agregada e a produção no curto prazo.

Em segundo lugar, o Banco Central deve ser capaz de afetar, através da política monetária, a oferta de crédito por parte dos bancos. E por fim, deve haver algum grau de rigidez de preços na economia, pois, caso contrário, a política monetária não teria efeito algum, seja pelo canal tradicional, seja pelo canal de crédito.

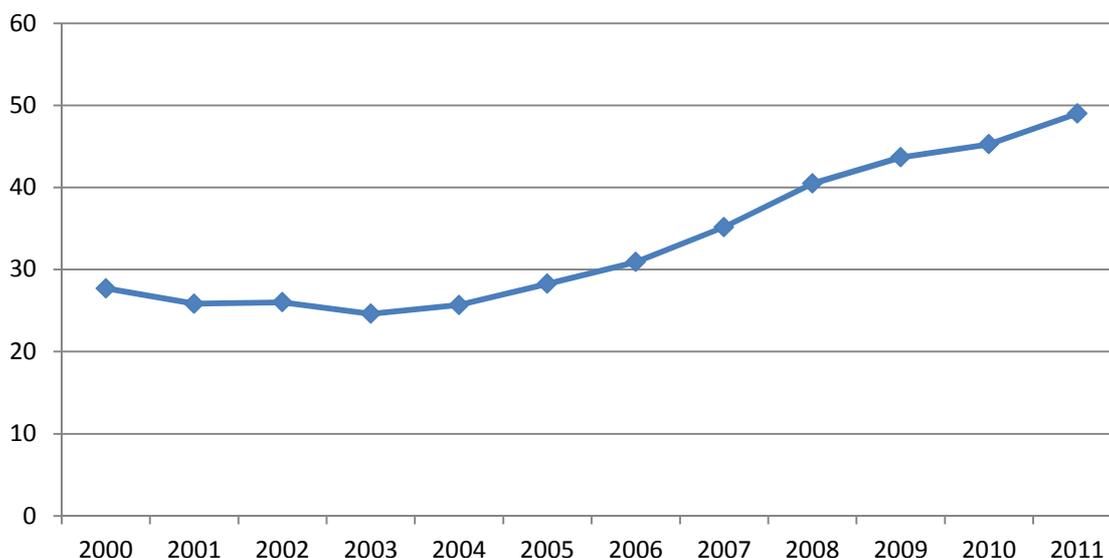
Nessa dissertação, vamos testar empiricamente a segunda condição. Parece-nos já bem estabelecido na literatura a veracidade da condição primeira¹¹. Além disso, os dados analisados neste capítulo dão suporte à hipótese de que, no Brasil, títulos de dívida e empréstimos bancários não são substitutos perfeitos no passivo das empresas.

¹¹ Sobre a dependência das empresas em relação a crédito bancário, ver, por exemplo, Graminho (2002) e Oliveira (2010).

3.1 Evolução Recente do Crédito no Brasil

Na última década, o Brasil experimentou um crescimento vigoroso da proporção crédito total sobre PIB (Produto Interno Bruto). Embora estejamos ainda distantes de países avançados, muitas vezes com uma relação crédito/PIB acima de 100%, houve um avanço inegável no acesso ao crédito a partir do ano 2000, como mostra o gráfico 1. Em particular, a relação crédito/PIB passou de 27% em 2000 para 48,5%, em 2011 – em junho de 2012 esta relação alcançou 50,7% do PIB.

Gráfico 1: Evolução do Crédito Total (% do PIB)



Fonte: BACEN

Diversos fatores ajudam a explicar essa evolução da concessão de empréstimos. Do ponto de vista das características da economia brasileira, o período de estabilidade econômica, iniciado com o Plano Real, em 1994, e mantido na década de 2000, foi um fator fundamental. Em períodos de alta inflação e elevada incerteza, poucos indivíduos se dispõem a tomar emprestado e, ao mesmo tempo, as instituições financeiras são reticentes quanto a emprestar, aplicando grande parte do seu dinheiro em títulos públicos.

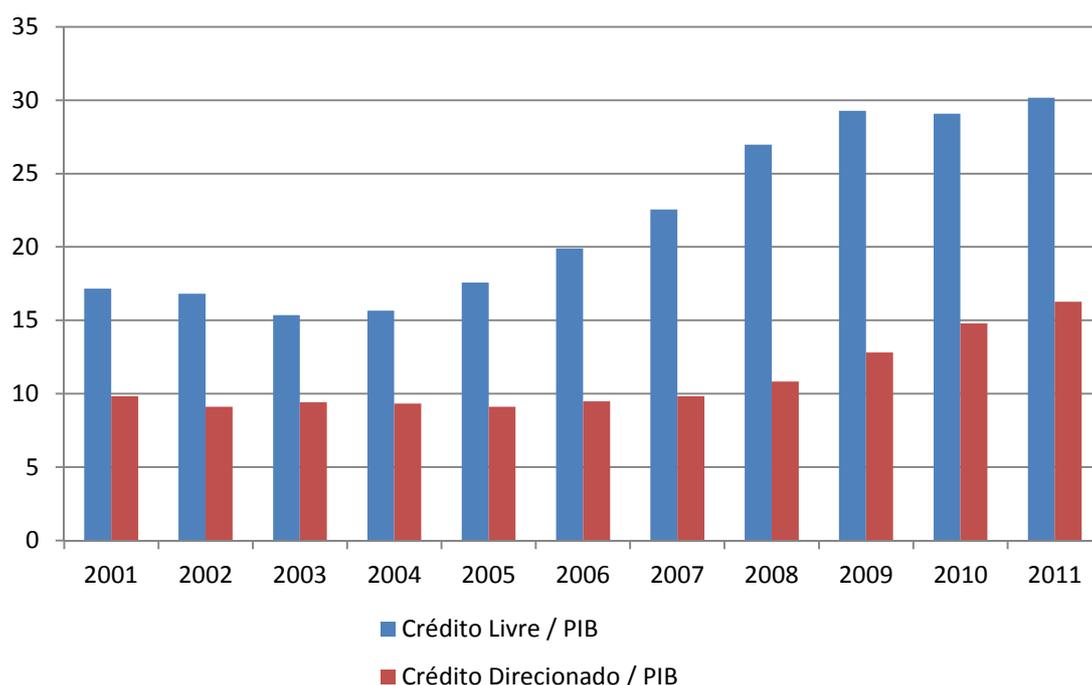
Do ponto de vista da regulação do setor, a autorização do crédito consignado, com desconto em folha de pagamento, deu um impulso considerável ao setor de empréstimos pessoais (lei 10.820 de 17 de dezembro de 2003). Além disso, outras reformas microeconômicas ajudaram a impulsionar o mercado de crédito

no Brasil – por exemplo, a aprovação da nova lei de falências (lei 11.101 de 9 de fevereiro de 2005), o aperfeiçoamento de instrumentos de garantia de crédito¹², a redução de exigências burocráticas para operações de baixo valor, a portabilidade de informações cadastrais e a autorização da securitização e negociação de recebíveis (resolução 2.907 do Banco Central de 29 de novembro de 2001).

No que concerne o canal de empréstimos bancários, isso representa uma mudança significativa. Tudo o mais constante, e se de fato existe tal canal de transmissão na economia brasileira, ele seguramente se tornou macroeconomicamente mais importante desde 2000, dado o aumento da participação do crédito na economia brasileira.

Outro fato interessante é a evolução diferenciada do crédito direcionado e do crédito livre, como mostra o gráfico 2.

Gráfico 2: Evolução do Crédito Direcionado e do Crédito Livre (% do PIB)



Nota: Os dados sobre crédito livre e direcionado só estão disponíveis a partir de 2001.

Fonte: BACEN

¹² Por exemplo, a instituição da alienação fiduciária de bens imóveis (lei 9.514 de 20 de novembro de 1997).

Enquanto o crédito direcionado viu sua participação no PIB aumentar pouco mais de seis pontos percentuais (de 9,84% em 2001 para 16,28% em 2011), o crédito livre aumentou sua participação em treze pontos percentuais (de 17,17% em 2001 para 30,17% em 2011).

Há evidências que indicam que o crédito livre responde mais efetivamente a mudanças no curso da política monetária do que o crédito direcionado (Nakane e Takeda, 2002)¹³ e, portanto, uma participação mais importante desse tipo de crédito se traduz, possivelmente, em maior representatividade do canal de empréstimos bancários.

3.2 A Importância do Setor Bancário: Brasil, Zona do Euro e EUA

A Tabela 1 traz algumas informações relevantes para se entender a importância do setor bancário no Brasil, na Zona do Euro¹⁴ e nos EUA.

Tabela 1: Características Financeiras do Brasil, Zona do Euro e EUA (% do PIB), 2010

	Brasil	Alemanha	França	Itália	Espanha	EUA
Ativo total dos bancos	119,34	335,30	405,41	244,65	326,66	85,65
Empréstimos bancários às empresas não financeiras	17,01	36,09	43,43	56,74	86,10	9,22
Títulos de dívida de empresas não financeiras	0,51	10,71	11,21	17,70	1,61	20,17
Capitalização do mercado de ações	69,81	43,50	114,33	59,15	83,10	118,98

Fonte: FMI, Banco Central Europeu, Banco Central do Brasil, Banco de Compensações Internacionais e World Federation of Exchanges.

A tabela acima deixa claro que o setor bancário desempenha um papel mais importante no Brasil do que nos EUA. O ativo total dos bancos brasileiros é 20% maior do que o PIB, enquanto nos EUA o ativo total do setor bancário é 15% menor, considerando o ano de 2010. Os dados ainda revelam que os bancos

¹³ Nakane e Takeda (2002) estimam um modelo VAR para o Brasil para investigar se a política monetária é capaz de afetar o volume agregado de crédito. Seus resultados mostram que somente a parcela do crédito com livre aplicação é impactada por variações na política monetária.

¹⁴ Embora a Zona do Euro contenha 12 países, consideramos aqui as quatro maiores economias: Alemanha, França, Espanha e Itália. Esses países representavam, em 2010, cerca 80% do PIB total da Zona do Euro.

brasileiros tem um papel muito mais importante no financiamento das empresas do que os bancos americanos. A diferença na emissão de títulos de dívida por parte de empresas não financeiras (0,51% do PIB para o Brasil e 20,17% do PIB para os EUA) é o dado mais relevante neste aspecto. Por fim, a capitalização do mercado de ações no Brasil (69,81%) é significativamente menor que a capitalização do mercado americano (118,98%).

Em relação aos países da Zona do Euro, embora a relação total de ativos do setor bancário/PIB e empréstimos bancários/PIB nos quatro países europeus sejam maiores do que no Brasil, indicando uma maior importância do setor bancário, outros indicadores apontam na direção contrária. Por exemplo, as emissões de títulos de dívida como proporção do PIB é muito mais relevante nos países europeus (com exceção da Espanha), o que indica que as empresas desses países são menos dependentes dos empréstimos bancários.¹⁵ Quanto à capitalização no mercado de ações, a evidência é ambígua: França e Espanha tem um mercado de ações mais relevante, enquanto Alemanha e Itália possuem um mercado de ações proporcionalmente menor do que o brasileiro.

Em suma, os dados da tabela 1 nos mostram que o setor bancário brasileiro desempenha um papel de grande importância na concessão de crédito, que, como vimos, aumentou sua participação como proporção do PIB na última década. Além disso, o setor financeiro não bancário, representado pelo mercado de ações e pela captação de recursos através da emissão de títulos de dívida (debêntures), ainda é pouco desenvolvido no Brasil, quando comparado aos Estados Unidos e à Europa.

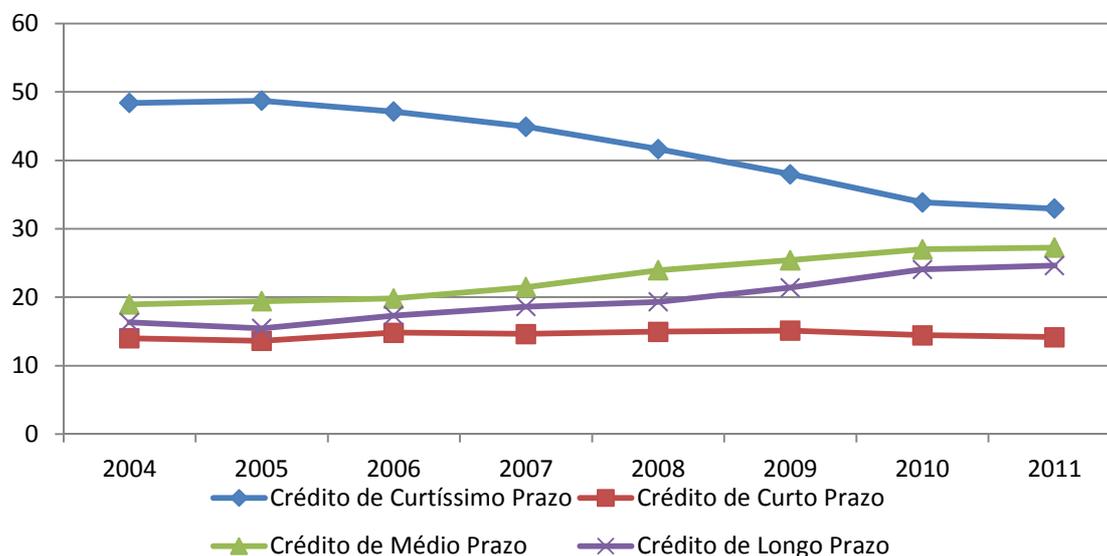
3.3 Bancos e o Financiamento das Empresas

O gráfico 3, abaixo, apresenta a composição do crédito total a pessoas jurídicas no Brasil segundo o prazo do contrato. Em 2004, pouco mais de 62% dos empréstimos eram de curtíssimo (até 180 dias) ou de curto prazo (de 181 a 360 dias). De 2004 a 2011, a fatia dos empréstimos de médio (361 a 1088 dias) e

¹⁵ Uma maior relação empréstimos bancários/PIB indica uma maior importância do setor bancário, mas não necessariamente uma maior dependência de empréstimos bancários por parte das empresas.

longo (acima de 1088 dias) prazos aumentou continuamente, passando de 18,9% e 16,3%, respectivamente, para 27,3% e 24,6%.

Gráfico 3: Estrutura do Crédito a Pessoas Jurídicas (% do total do crédito a PJ)



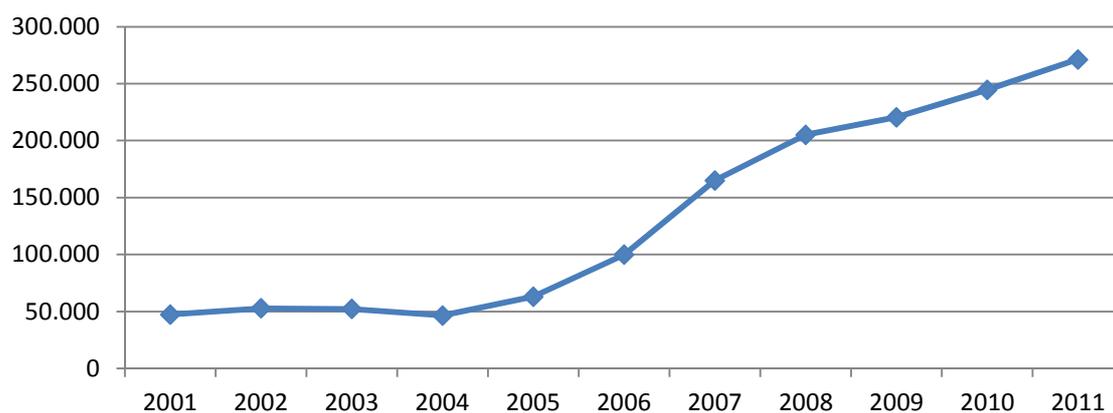
Nota: Os dados sobre prazos médios dos empréstimos só estão disponíveis a partir de 2004.

Fonte: BACEN

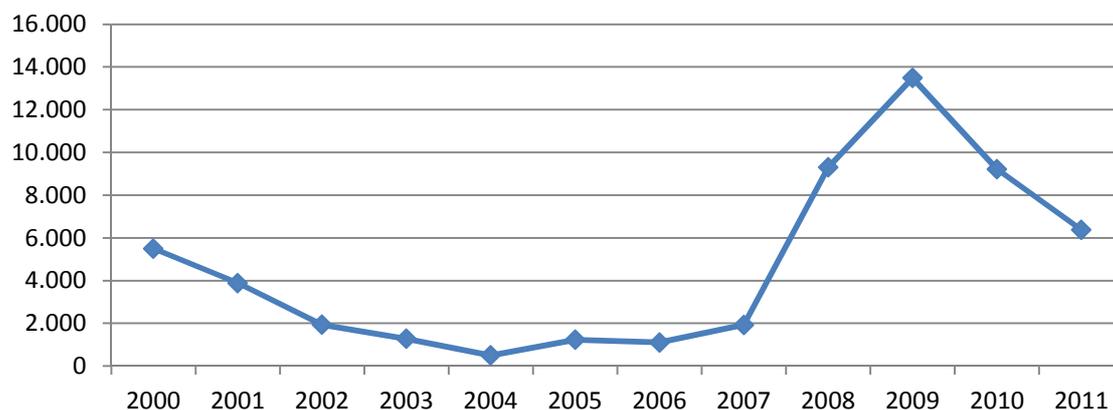
Entretanto, em 2011, os créditos de curto e curtíssimo prazo ainda representavam 47,1% do total¹⁶. Ou seja, quase metade do estoque de crédito em 2011 no Brasil iria vencer em menos de 360 dias. Essas informações sobre a estrutura do crédito a pessoas jurídicas reforçam as conclusões obtidas da análise da tabela 1.

Ao analisar a plausibilidade do canal de empréstimos bancários, outro fator importante a se considerar são as fontes alternativas ao crédito bancário à disposição das empresas. Nos gráficos 4, 5 e 6 abaixo, analisamos algumas alternativas.

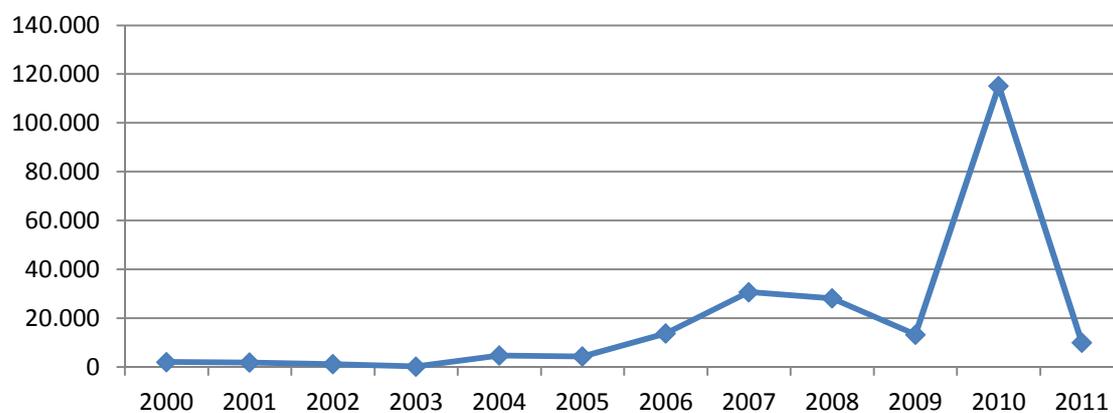
¹⁶ A participação dos diferentes prazos não soma 100% porque alguns empréstimos são classificados como de prazo indeterminado.

Gráfico 4: Estoque de Debêntures, Média Anual (R\$ de 2005, milhões)

Fonte: CETIP

Gráfico 5: Estoque de Commercial Paper, Média Anual (R\$ de 2005, milhões)

Fonte: CETIP

Gráfico 6: Emissão Primária de Ações (R\$ de 2005, milhões)

Fonte: BACEN e CVM

A primeira alternativa é a emissão de debêntures, que são títulos de dívida que podem ser emitidas por sociedades por ações, de capital aberto ou fechado. As debêntures são instrumentos de dívida de médio e longo prazos, e, em geral, são utilizados para levantar recursos para projetos de investimento ou aquisições (CETIP, 2012).

No gráfico 4, vemos a evolução do estoque de debêntures no mercado brasileiro. De 2001 a 2011, esse mercado cresceu de pouco mais de R\$ 47 bilhões para mais de R\$ 244 bilhões¹⁷, um crescimento real de 419%. Ainda assim, o total de debêntures representava, em 2011, cerca de 8,5%¹⁸ do PIB do Brasil, aproximadamente metade do estoque total de crédito bancário às empresas não-financeiras, que representou 17% do PIB naquele ano.

A segunda alternativa, representada no gráfico 5, são os chamados *commercial papers*, ou notas comerciais. Esses são títulos de dívida que podem ser emitidos por empresas de capital aberto ou fechado e que tem duração de 180 ou 360 dias (CETIP). As notas comerciais são substitutas dos empréstimos bancários de curto e curtíssimo prazo, e são utilizadas, em geral, como fonte de capital de giro e para honrar despesas de curto prazo, como salários ou outras compensações. Este instrumento de dívida também apresentou crescimento substancial desde 1999. Entretanto, mesmo em 2009, quando ocorre o maior volume da série apresentada, as notas comerciais totalizavam R\$ 13,5 bilhões, menos de 0,5% do PIB brasileiro.

Por fim, apresentamos, no gráfico 6, a evolução recente das ofertas iniciais de ações, um instrumento de financiamento de longo prazo que pode ser entendido como um substituto de certas categorias de empréstimos bancários. As ofertas públicas iniciais apresentam uma tendência crescente desde 2003, tendência essa só revertida em 2009 e 2011. Ainda assim, no melhor ano da série (2010), o volume negociado nas ofertas públicas de ações, da ordem de R\$ 115 bilhões,

¹⁷ Nessa seção, reportamos os valores em reais de 2005, utilizando o índice IPCA para deflacionar as séries.

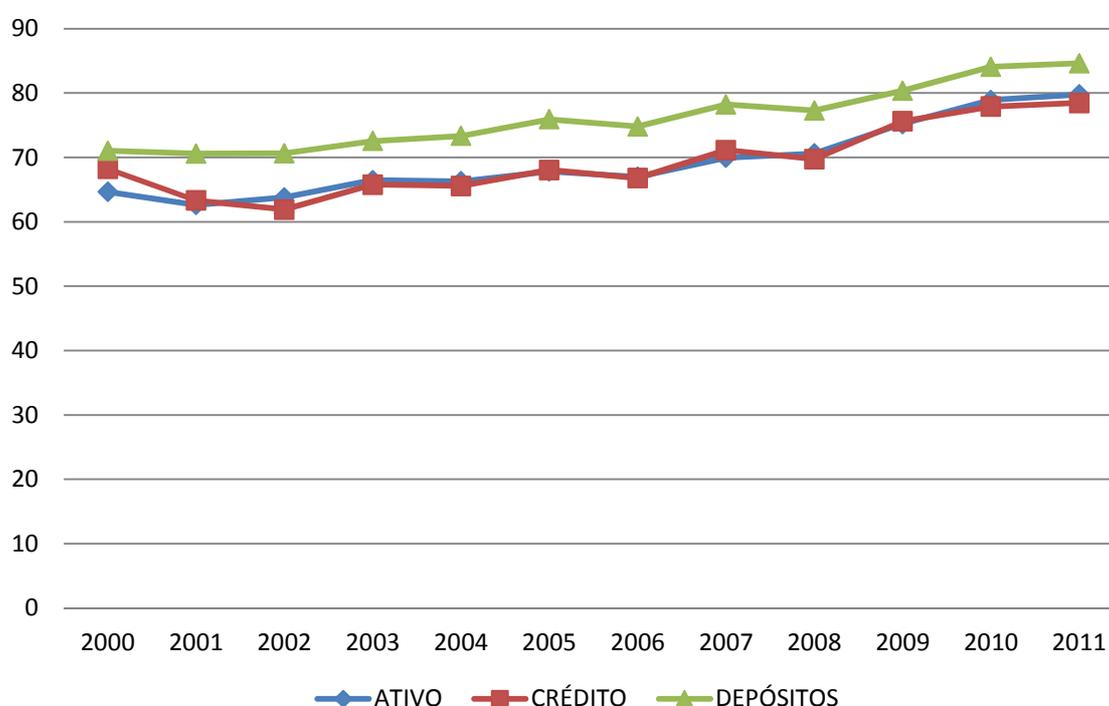
¹⁸ Os dados obtidos do BIS (Bank of International Settlements) e reportados na tabela 1 estimam em 0,51% do PIB o total de títulos de dívida de empresas não financeiras no Brasil. Apesar da diferença nos dados da CETIP e do BIS, os dois resultados apontam na mesma direção, qual seja, da baixa penetração destes instrumentos de dívida na economia brasileira.

representaram somente 3,8% do PIB do Brasil, um percentual que dificilmente seria capaz de influenciar significativamente a evolução do crédito bancário.

3.4 Concentração de Mercado

O mercado bancário brasileiro, assim como de boa parte do mundo, é bastante concentrado. O gráfico 7, abaixo, mostra a participação dos 10 maiores bancos (C10) no que diz respeito a ativos, crédito e depósitos, bem como a evolução dessa concentração bancária na última década.

Gráfico 7: Ativo, Crédito e Depósitos dos 10 Maiores Bancos sobre os Totais do Sistema Financeiro – C10 (%)



Fonte: BACEN e cálculos do autor.

No início da última década os 10 maiores bancos do Brasil possuíam, juntos, 64,65% dos ativos totais do sistema bancário. Ao final da década, em 2011, essa proporção subiu para 79,77%. Embora haja uma tendência de aumento da concentração durante todo o período, ela se acentua a partir de 2008, devido às fusões entre os bancos Santander e Real, em julho de 2008, e Itaú e Unibanco, que ocorreu em novembro daquele ano.

A concessão de empréstimos também sofreu um processo de concentração na última década. No ano de 2000, os 10 maiores bancos emprestadores representavam 68,22% do total de crédito do sistema bancário. Em 2011, apesar de uma queda modesta no início da década, esse indicador alcançou 78,45%.

Por fim, a tendência de concentração bancária na década fica ainda mais clara quando analisamos a proporção dos depósitos (à vista, a prazo e de poupança) nos 10 bancos com maior captação sobre os depósitos totais do sistema. Essa razão, que era de 71,03% em 2000, passou a 84,60% em 2011. Tal resultado é fruto das fusões e aquisições de instituições financeiras com grande captação de recursos, como, por exemplo, Itaú e Unibanco, Santander e Real e Banco do Brasil e Nossa Caixa.

3.5 Influência do Estado no Mercado Bancário

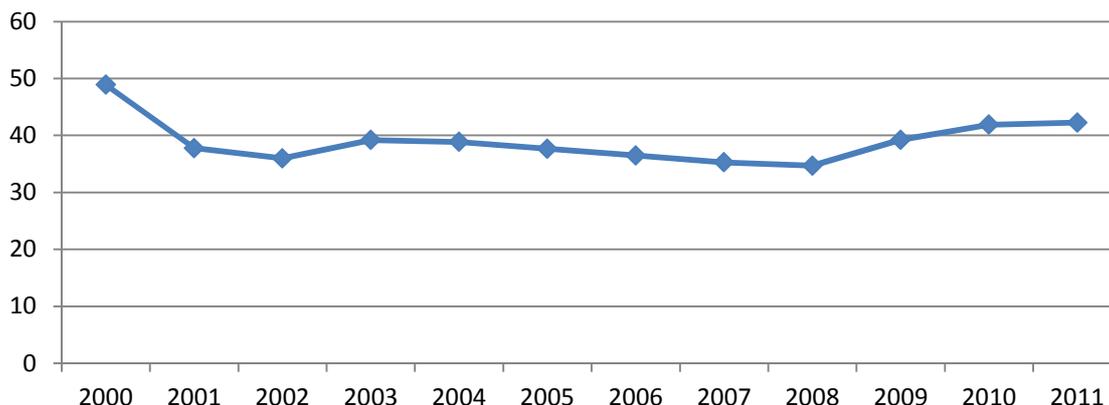
O papel do Estado no mercado bancário pode ser medido de duas formas distintas. Uma primeira alternativa é analisar a prevalência de bancos públicos em uma dada nação e analisar que efeitos tal estrutura de propriedade pode provocar no setor bancário e na economia como um todo. Outra forma de pensar sobre essa questão é focando-se nas normas e regulamentações impostas pelo Estado sobre o funcionamento do setor financeiro.

No tocante à análise de bancos controlados pelo governo, La Porta et. al. (2002) constroem uma base de dados sobre tipo de propriedade dos bancos para 92 países e demonstram que os bancos públicos são muito comuns e abrangentes ao redor do mundo. Além disso, os autores argumentam que uma maior participação direta do Estado está relacionada com um menor desenvolvimento subsequente do setor financeiro¹⁹.

No Brasil, os bancos públicos têm uma participação relevante no setor bancário. O gráfico 8, a seguir, mostra a evolução do crédito do setor público como proporção do crédito total do sistema bancário de 2000 a 2011.

¹⁹ Vale ressaltar que o trabalho desses autores é focado em desenvolvimento econômico e não no estudo de transmissão de política monetária.

Gráfico 8: Crédito dos Bancos Públicos sobre Créditos Totais do Sistema Financeiro (%)



Fonte: BACEN e cálculos do autor

Apesar da diminuição da participação do Estado nos primeiros anos da década, a partir de 2008, com o advento da crise financeira internacional, o setor público voltou a aumentar sua participação no total de crédito concedido. No decorrer do período analisado, contudo, a participação do setor público vai de 48,9% para 42,2% do crédito total.

Do ponto de vista do canal de empréstimos bancários, uma maior participação do setor público no total de crédito concedido diminui a probabilidade de existência desse mecanismo de transmissão. Identificamos duas razões principais para que isso possa ocorrer.

Em primeiro lugar, bancos públicos tendem a experimentar menos problemas informacionais para levantar recursos nos mercados de crédito (afinal, eles possuem uma garantia implícita do governo federal). Em segundo lugar, mesmo que os bancos públicos se defrontem com maiores taxas para captação de recursos em virtude de um aperto monetário, é possível que eles ainda assim optem por expandir suas operações ativas. Isso vai acontecer sempre que seus objetivos sociais (auxílio ao crescimento do país, por exemplo) forem mais importantes do que os objetivos de lucratividade e solvência.

Por fim, resta analisar a participação do governo na regulação do setor bancário. Do ponto de vista da análise de transmissão de política monetária, o aspecto mais importante dessa regulamentação é o crédito direcionado. Tal direcionamento

funciona com um requerimento mínimo de recursos para ser destinado a áreas específicas – principalmente crédito rural e habitacional.

O custo dos financiamentos imobiliários no âmbito do SFH (Sistema Financeiro da Habitação) está limitado a TR (Taxa Referencial) mais 12% ao ano (Lei n° 8.692, de 28 de julho de 1993). O financiamento rural, por sua vez, conta com uma exigibilidade mínima de 25% do total dos depósitos à vista (Resolução n° 2.293 do CMN, de 28 de junho de 1996)²⁰. O custo desse tipo de financiamento está fixado em 6,75% ao ano (Resolução n° 3.475 do CMN, de 4 de julho de 2007).

Entretanto, como vimos anteriormente, esse tipo de crédito vem perdendo importância nos últimos anos, com o crédito de livre alocação representando uma fatia cada vez maior do total de empréstimos.

Do ponto de vista da regulação bancária, contamos ainda com as alíquotas de recolhimentos compulsórios. No Brasil, estão sujeitos a recolhimentos compulsórios os seguintes: depósitos à vista; depósitos de poupança; depósitos a prazo (CDB, RDB); depósitos para investimento; depósitos de aviso prévio; recursos em trânsito de terceiros; cobrança e arrecadação de tributos e assemelhados; cheques administrativos; contratos de assunção de obrigações – vinculados a operações realizadas no país; obrigação por prestação de serviço de pagamento; recursos de garantias realizadas balanceados com as contrapartidas do ativo (Fortuna, 2011).

Há, contudo, diferenças entre cada modalidade de depósito. Os recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista representam 43% do saldo médio de referência, são realizados em espécie e não possuem nenhuma rentabilidade (Circular n° 3.274 do Banco Central, de 10 de fevereiro de 2005 e alterações). Já a alíquota sobre depósitos a prazo é menos, da ordem de 20%. Nesse caso, os recursos recebem remuneração, de acordo com regras frequentemente alteradas pelo Banco Central.

²⁰ Essa exigibilidade foi temporariamente aumentada para 30% no ano de 2004 (Resolução n° 3.280 do CMN, de 24 de junho de 2004), com cronograma de redução a partir de 2011.

Essas características dos recolhimentos compulsórios no setor bancário brasileiro justificam a utilização da alíquota dos depósitos compulsórios como um instrumento de política monetária. Além de ser um instrumento de amplo alcance, o recolhimento compulsório pode mitigar o problema de identificação de movimentos de oferta de crédito, uma vez que alterações nas alíquotas de recolhimento afetam somente os ofertantes de crédito, e não o lado da demanda por crédito (Takeda, Rocha e Nakane, 2005).

Como vimos ao longo deste capítulo, a concessão de crédito no Brasil tem crescido substancialmente nos últimos anos. Além disso, vimos também que o mercado de capitais do Brasil é pouco desenvolvido, se comparado aos mercados dos Estados Unidos e da Europa, e que a participação do Estado no setor bancário é bastante relevante – tanto de forma direta quanto através de regulamentações.

Tais características parecem-nos suficientes para justificar o interesse no estudo da transmissão de política monetária no Brasil através do canal de empréstimos bancários.

4 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

4.1 Modelo Econométrico e Variáveis Utilizadas

O modelo teórico de uma firma bancária maximizadora de lucros em um ambiente de competição monopolística, apresentado no capítulo 2, nos dá previsões que podem ser testadas em um modelo econométrico. Em particular, o modelo teórico nos diz que em uma regressão utilizando as características dos bancos que sejam capazes de afetar seu grau de 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:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(L_{it}) = & \mu_i + \sum_{j=1}^l a_j \Delta \ln(L_{it-j}) + \sum_{j=1}^l b_j PM_{t-j} + c_0 x_{it-1} + \sum_{j=1}^l c_j x_{it-1} PM_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^l \omega_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^l \gamma_j \Delta \ln y_{t-j} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

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.

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 legais²¹. 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 total²².

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

²¹ Ver Nakane e Takeda (2002).

²² 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%.

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:

$$Tamanho_{it} = \ln(Ativo_{it}) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln(Ativo_{it}) \right) \quad (13)$$

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 período²³. 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 regressões²⁴.

²³ Vale ressaltar que alguns autores utilizam uma normalização diferente para a característica de tamanho do banco (por exemplo, Kashyap e Stein (2000), Takeda, Rocha e Nakane (2005)). Ao invés de normalizar o logaritmo dos ativos totais em relação à média geral de todos os períodos, esses trabalhos fazem a normalização em relação à média de cada um dos trimestres. O objetivo desses autores é evitar tendências indesejadas nos dados, já que utilizam séries com valores nominais. Como nesta dissertação vamos utilizar séries de dados reais, optamos por fazer a normalização considerando a média dos ativos totais de todos os bancos em todo o período.

²⁴ 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

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:

$$Liquidez_{it} = \frac{Ativos\ líquidos_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{t=1}^{N_t} \frac{Ativos\ líquidos_{it}}{Ativo_{it}} \right) \quad (14)$$

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:

$$Capitaliza\c{c}\tilde{a}o_{it} = \frac{Pat. \acute{li}quido_{it}}{Ativo_{it}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{Pat. \acute{li}quido_{it}}{Ativo_{it}} \right) \quad (15)$$

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 (Ilanze, 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 Central²⁵ 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.

O cálculo dessa variável é dado pela seguinte fórmula:

$$Prud\ência_{it} = \frac{Excesso \ provi\c{s}\tilde{a}o_{it}}{Cr\acute{e}dito_{it}} - \frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{1}{N_t} \sum_i^{N_t} \frac{Excesso \ provi\c{s}\tilde{a}o_{it}}{Cr\acute{e}dito_{it}} \right) \quad (16)$$

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, 2001;

²⁵ 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).

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).

4.2 Base de Dados

Os dados utilizados nessa dissertação 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, excluímos 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).

4.3 Dados Amostrais

Nesta seção, iremos apresentar uma análise descritiva das instituições financeiras que permaneceram em nossa amostra após os procedimentos de filtragem dos dados. A tabela 2, abaixo, traz informações para o período inicial e final da amostra.

Bancos classificados como pequenos são aqueles com ativos totais menores do que o 50° percentil da distribuição de ativo; bancos médios aqueles com ativos totais entre o 50° e o 90° percentil; e bancos grandes aqueles cujo ativo total é maior do que o 90° percentil da distribuição. Nesta seção, consideramos todas as categorias de empréstimos dos bancos da amostra.

O primeiro padrão que emerge dos dados é o expressivo crescimento que o setor bancário experimentou no período. Todas as classes de tamanho apresentaram um elevado crescimento no total de ativos. A média dos ativos totais dos bancos grandes, por exemplo, saltou de R\$ 72.421 milhões no primeiro trimestre do ano 2000, para R\$ 345.661 milhões no segundo trimestre de 2011 – um crescimento real de 377%.

Ao mesmo tempo em que houve um crescimento em todas as classes de tamanho, houve também um recrudescimento da concentração bancária – bancos

Tabela 2: Balanço Patrimonial de Bancos de Diferentes Tamanhos

Painel A – Composição dos Balanços Bancários no Primeiro Trimestre de 2000				
	Pequenos	Médios	Grandes	Total Geral
Número de Bancos	51	40	10	101
Média dos Ativos (R\$ mil de 2005)	264.427	5.189.246	72.421.285	9.359.094
Mediana dos Ativos (R\$ mil de 2005)	199.110	2.987.618	43.002.461	5.541.425
Fração dos Ativos Totais	1,43%	21,96%	76,61%	100,00%
<i>Fração dos ativos totais em cada categoria de tamanho</i>				
Disponibilidades	0,015	0,014	0,019	0,015
Títulos e Valores Mobiliários	0,222	0,284	0,231	0,248
Operações de crédito	0,356	0,242	0,278	0,303
Crédito Imobiliário	0,007	0,015	0,122	0,021
Crédito Rural e Agroindustrial	0,049	0,028	0,038	0,040
Demais Créditos	0,301	0,199	0,117	0,242
Depósitos Totais	0,300	0,298	0,464	0,315
Depósitos à Vista	0,025	0,027	0,062	0,030
Depósitos de Poupança	0,016	0,044	0,204	0,045
Depósitos a Prazo	0,201	0,176	0,176	0,189
Depósitos Interfinanceiros	0,051	0,047	0,015	0,046
Capital Próprio	0,216	0,096	0,084	0,155
Painel B – Composição dos Balanços Bancários no Segundo Trimestre de 2011				
	Pequenos	Médios	Grandes	Total Geral
Número de Bancos	38	31	7	76
Média dos Ativos (R\$ mil de 2005)	747.664	11.638.365	345.660.977	36.958.255
Mediana dos Ativos (R\$ mil de 2005)	365.781	7.657.168	331.104.069	33.802.636
Fração dos Ativos Totais	1,01%	12,84%	86,14%	100,00%
<i>Fração dos ativos totais em cada categoria de tamanho</i>				
Disponibilidades	0,018	0,006	0,010	0,012
Títulos e Valores Mobiliários	0,204	0,246	0,208	0,221
Operações de crédito	0,426	0,292	0,273	0,357
Crédito Imobiliário	0,006	0,005	0,053	0,010
Crédito Rural e Agroindustrial	0,053	0,029	0,033	0,041
Demais Créditos	0,368	0,258	0,187	0,306
Depósitos Totais	0,494	0,359	0,451	0,435
Depósitos à Vista	0,042	0,026	0,045	0,036
Depósitos de Poupança	0,025	0,028	0,112	0,034
Depósitos a Prazo	0,376	0,221	0,184	0,295
Depósitos Interfinanceiros	0,051	0,079	0,103	0,067
Capital Próprio	0,176	0,092	0,072	0,132

maiores cresceram mais rapidamente do que os bancos menores. Entre 2000 e 2011, os bancos pequenos e médios viram sua participação no total de ativos do sistema diminuir, respectivamente, de 1,43% para 1,01% e de 21,96% para 12,84%. Já os bancos grandes aumentaram sua fatia de 76,61% para 86,14% ao longo do período. Vale destacar também a ocorrência de diversas fusões e aquisições no setor, com o número de bancos comerciais e múltiplos com carteira comercial passando de 101 no primeiro trimestre de 2000 para apenas 76 no segundo trimestre de 2011.

Em termos de composição do balanço patrimonial, podemos perceber que nenhuma das categorias de tamanho mantém uma grande parte de seus ativos em Disponibilidades (Caixa, Depósitos Bancários, Reservas Livres e outros). Notamos, contudo, que enquanto os bancos médios e grandes diminuíram esse item ao longo do período, as menores instituições se moveram no sentido de aumentar a participação desses ativos com maior liquidez. Já em termos da conta Títulos e Valores Mobiliários, não há uma diferença significativa entre as classes de tamanho, com os bancos médios aplicando uma fração um pouco maior do que bancos pequenos e grandes, cujas proporções são praticamente iguais.

No que concerne às operações de crédito, há uma diferença significativa entre bancos pequenos, médios e grandes. Enquanto as operações de empréstimos e financiamentos representavam, em 2011, 42,6% do ativo dos bancos pequenos, a proporção para bancos médios e grandes era, respectivamente, 29,2% e 27,3%.

No ano de 2000, a proporção para os bancos pequenos era menor (35,6%), mas ainda assim a maior entre as classes de tamanho. Isso significa que ao longo do período da amostra as operações de empréstimos foram mais importantes para o conjunto dos bancos pequenos do que para o conjunto dos bancos médios e grandes. Ainda, ao longo do período analisado, os créditos imobiliário e rural ou perderam importância ou mantiveram sua participação em todas as classes de tamanho.

Em relação à captação de recursos vemos que, desde o início do período, os depósitos totais tiveram uma participação importante para os bancos grandes. Os bancos pequenos, por sua vez, aumentaram a participação desse tipo de captação entre 2000 e 2011, passando de 30% do total do passivo para 49,4%.

Os bancos médios são os que menos captam através de depósitos (29,8% em 2000 e 35,9% em 2011). Dentro da categoria de depósitos totais, o depósito à vista ganhou importância para os bancos pequenos e perdeu importância para os bancos grandes, o mesmo valendo para os depósitos de poupança. Os depósitos a prazo, por sua vez, tiveram sua participação aumentada em todas as categorias de tamanho, embora o crescimento tenha sido mais intenso entre os bancos pequenos.

Um ponto interessante é a participação relativa dos depósitos interfinanceiros no total do ativo das instituições. Entre 2000 e 2011, tais depósitos representavam os mesmos 5% dos ativos dos bancos pequenos, mas sua participação nos bancos médios e grandes aumentou consideravelmente (de 4,7% para 7,9% nos bancos médios e de 1,5% para 10,3% nos bancos grandes). Os depósitos interfinanceiros são empréstimos realizados entre as instituições financeiras, em geral com prazo de poucos dias, cuja função principal é ajustar o nível de reservas das instituições financeiras: bancos com excesso de reservas emprestam recursos para bancos com escassez de reservas (Fortuna, 2011).

A participação desse tipo de obrigação na captação bancária nos dá uma ideia dos problemas informacionais que o banco enfrenta no mercado de crédito. O fato de que bancos maiores conseguem captar proporcionalmente mais através desse instrumento pode indicar que bancos pequenos enfrentam dificuldades para captar recursos no mercado, o que é previsto pela teoria do canal de empréstimos bancários.

Por fim, notemos que os bancos menores são sensivelmente mais capitalizados do que os bancos médios e grandes. No ano de 2011 a razão de capital próprio sobre ativo total para os bancos pequenos, médios e grandes era de, respectivamente, 17,6%, 9,2% e 7,2%. Novamente, tal característica pode refletir a maior dificuldade de bancos pequenos em levantar fundos no mercado, o que os obrigaria a ter uma reserva maior de recursos para serem usados na ocasião de uma contração nas reservas em razão, por exemplo, de uma política monetária restritiva. Além disso, essa maior capitalização pode funcionar como uma estratégia de sinalização de solidez financeira, com o intuito de conseguir captar recursos no mercado com taxas atrativas. Ambas as explicações são consistentes com a teoria do canal de empréstimos bancários.

5 RESULTADOS

Neste capítulo, iremos reportar e analisar os resultados obtidos das estimações econométricas. 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 bancário²⁶.

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.

5.1 Taxa Selic como Medida de Política Monetária

As tabelas contidas neste capítulo apresentam os coeficientes de interesse com os respectivos p-valores entre parênteses. Ao final de cada tabela, são também 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. Os resultados das regressões utilizando a taxa Selic como indicador de política monetária estão contidos na tabela 3, que apresenta as elasticidades de longo prazo de cada um dos modelos.

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

²⁶ 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.

Tabela 3: 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 no capítulo 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.

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 3. 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.

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 Ianzze (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 significativa (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, Ianzze (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 tem 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 encontraram 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)²⁷. No Brasil, Noronha, Cajueiro e Tabak (2010) não encontram evidências de que o nível de capitalização do banco seja significativa. 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 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

²⁷ 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.

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 estimações, 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 todo²⁸.

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

²⁸ 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.

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 desta dissertação 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).

A tabela 4, abaixo, 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 risco²⁹. Por fim, testamos as 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

²⁹ 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.

medindo diferenças de prudência nas instituições e, assim, corroboram a interpretação dada aos resultados.

Tabela 4: 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 no capítulo 3.

5.2 Taxa de Recolhimento Compulsório como Medida de Política Monetária

Além da taxa básica de juros (Selic), alguns estudos utilizam a taxa de recolhimentos compulsórios como uma medida alternativa de política monetária (Takeda, Rocha e Nakane, 2005; Ianzane, 2011). Segundo Arena, Reinhart e Vázquez (2006), a taxa de recolhimentos compulsórios não é mais um instrumento de política utilizada nos países avançados e, por isso, tem sido ignorada nos estudos de transmissão monetária nesses países. Já os países em desenvolvimento, segundo os autores, utilizam com frequência este instrumento e daí, portanto, a necessidade de inclui-lo nos trabalhos para a região.

Os resultados das regressões utilizando taxa de compulsórios totais são reportados na Tabela 5. O modelo estimado é semelhante ao que utiliza a taxa Selic, com duas modificações. Enquanto utilizamos quatro defasagens de variáveis explicativas na equação com Selic, o modelo com taxas compulsórias utiliza somente duas defasagens, pois se admite que os efeitos de uma alteração

Tabela 5: Coeficientes de Longo Prazo – Taxa de Compulsório Total como Medida de Política Monetária

	Modelos estimados com diferentes características dos bancos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Taxa de Compulsório	-0,245 (0,385)	-0,204 (0,487)	-0,222 (0,439)	-0,217 (0,452)	-0,095 (0,742)	-0,131 (0,630)	0,104 (0,701)
PIB Real	0,537* (0,094)	0,556* (0,086)	0,549* (0,089)	0,584* (0,067)	0,546* (0,089)	0,550* (0,089)	0,575* (0,076)
Inflação	0,002 (0,627)	0,003 (0,571)	0,002 (0,646)	0,004 (0,503)	0,002 (0,655)	0,003 (0,613)	0,004 (0,441)
Tamanho (em t-1)	-0,428*** (0,000)	-0,400*** (0,000)	-0,403*** (0,000)	-0,398*** (0,000)	-0,403*** (0,000)	-0,401*** (0,000)	-0,450*** (0,000)
Liquidez (em t-1)	0,809*** (0,000)	0,117 (0,826)	0,810*** (0,000)	0,789*** (0,000)	0,804*** (0,000)	0,813*** (0,000)	0,206 (0,704)
Capitalização (em t-1)	-0,264*** (0,000)	-0,263*** (0,000)	-0,501 (0,188)	-0,309*** (0,000)	-0,263*** (0,000)	-0,265*** (0,000)	-0,742 (0,141)
Prudência (em t-1)				-1,799 (0,631)			-1,722 (0,638)
Conglomerado (em t)					0,009 (0,919)		0,057 (0,664)
Propriedade (em t)						0,038 (0,722)	0,085 (0,532)
Tamanho*Comp.	0,076 (0,294)						0,183* (0,079)
Liquidez*Comp.		2,182 (0,119)					1,912 (0,179)
Capitalização*Comp.			0,708 (0,543)				1,296 (0,382)
Prudência*Comp.				14,687 (0,368)			14,404 (0,377)
Conglomerado*Comp.					-0,271 (0,307)		-0,402 (0,309)
Propriedade*Comp.						-0,404 (0,184)	-0,412 (0,217)
MA1 (p-valor)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
MA2 (p-valor)	(0,681)	(0,638)	(0,668)	(0,657)	(0,660)	(0,662)	(0,623)
Teste Sargan (p-valor)	(0,281)	(0,321)	(0,260)	(0,324)	(0,399)	(0,327)	(0,596)
Núm. de observações	3.544	3.544	3.544	3.544	3.544	3.544	3.544

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 no capítulo 3. Na estimação, foram utilizadas duas defasagens da variável dependente e o valor contemporâneo mais uma defasagem das variáveis explicativas, inclusive os 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. Este modelo também inclui uma variável dummy para controlar por alterações na taxa de compulsório no decorrer da crise financeira internacional (esta variável assume o valor 1 desde o último trimestre de 2008 até o primeiro trimestre de 2010).

da alíquota de recolhimentos compulsórios afeta mais rapidamente o comportamento dos bancos³⁰.

Além disso, o modelo com compulsório inclui uma variável dummy que assume o valor 1 no período que vai do último trimestre de 2008 até o primeiro trimestre de 2010, cujo objetivo é controlar para os efeitos da crise financeira internacional sobre a determinação das taxas de recolhimento compulsório³¹.

Assim como no modelo que utiliza taxa Selic, os coeficientes de longo prazo relacionados à política monetária são todos eles negativos. Entretanto, ao contrário da primeira estimação, nenhum dos coeficientes é estatisticamente significativo. Os coeficientes de longo prazo da variável PIB real, por sua vez, são positivos em todos os modelos e estatisticamente significantes ao nível de confiança de 10%. Novamente, a variável inflação não se mostrou significativa em nenhuma das regressões.

As equações que utilizam a taxa de compulsório também incluíram como controle as primeiras defasagens dos indicadores de tamanho, liquidez e capitalização. Os resultados reportados nas linhas quarta, quinta e sexta da Tabela 8 indicam que, no período analisado, o crescimento das concessões de empréstimos foi mais acentuado nos bancos menores, mais líquidos e com menor capitalização.

Os coeficientes de interação entre a taxa de compulsório total e as características bancárias não apresentaram significância estatística em praticamente nenhum dos modelos, a única exceção cabendo à medida de tamanho do banco. Para o modelo (1), que inclui somente a interação da variável de tamanho, o coeficiente é positivo, mas não significativo. Já no modelo (7), que inclui interações das seis características bancárias consideradas neste trabalho, o coeficiente relacionado à

³⁰ Um modelo com taxa de compulsório utilizando quatro defasagens também foi estimado e está reportado no anexo. Não houve mudanças qualitativas nos resultados.

³¹ Visando a fazer frente aos desafios gerados pela crise financeira internacional e tentando enfrentar os problemas de liquidez do mercado bancário, o Banco Central atuou fortemente no setor de depósitos compulsórios. A partir do último trimestre de 2008 o total de recolhimento compulsório sofre uma quebra, passando de 28,8% no segundo trimestre de 2008 para 19,6% no trimestre seguinte, nível que se mantém até o primeiro trimestre de 2010 (20,39%). A partir do segundo trimestre de 2010, os níveis de recolhimento compulsório voltam aos patamares históricos pré-crise (26,6%) e iniciam uma trajetória de alta, culminando em uma taxa média de 34,6% no primeiro trimestre de 2011.

medida de tamanho é positivo e significativa a 10%, o que nos dá evidências, ainda que fracas, de que a concessão de empréstimos de bancos grandes é menos sensível a aumentos na alíquota de compulsório dos que a concessão de bancos pequenos.

Tal resultado contrasta com o encontrado por Takeda, Rocha e Nakane (2005), em que o coeficiente de interação entre a taxa de recolhimento compulsório e a medida de tamanho do banco é negativo e significativo. Os autores argumentam que tal resultado é robusto e consistente com o fato de que, no Brasil, a taxa de recolhimentos compulsórios é progressiva, com bancos maiores recolhendo uma proporção maior de seus depósitos em relação aos bancos menores.

Em outro estudo para o Brasil que utiliza a taxa de compulsório total, lanaze (2011) encontra um resultado a Takeda, Rocha e Nakane (2005) para a medida de tamanho dos bancos. Além disso, o autor reporta coeficientes positivos e significantes para a interação entre a medida de liquidez dos bancos e a variável de política e conclui que a oferta de crédito de bancos mais líquidos é menos afetada por aumentos do depósito compulsório que a oferta de crédito de bancos menos líquidos.

No que diz respeito à liquidez do ativo dos bancos, nossos resultados são semelhantes aos encontrados por lanaze (2011). No modelo estimado com taxas de compulsório e a medida de liquidez da instituição – modelo (2) – também encontramos coeficientes de longo prazo positivos, embora a significância estatística seja baixa (p -valor igual a 0,119).

6 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 apresentados nos capítulos anteriores 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%. Já nas estimações com taxa de recolhimentos compulsórios totais, nenhum dos coeficientes se mostrou significativo, ainda que as estimativas pontuais sejam todas negativas. Os coeficientes de longo prazo para a variável PIB real foram positivos e significantes em todos os modelos, considerando-se tanto a taxa Selic quanto o recolhimento compulsório.

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. Para a taxa de recolhimentos

compulsórios totais, há alguma evidência de que bancos maiores são menos sensíveis a choques monetários – o coeficiente de longo prazo da respectiva interação é positivo nas duas especificações em que aparece e significativo, a 10%, em uma delas.

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. Quando utilizamos a taxa de recolhimentos compulsórios, tal coeficiente muda de sinal e, embora ainda não significativo, apresenta um p-valor muito próximo a 10% (0,119). Há, dessa forma, uma indicação de que bancos mais líquidos tendem a ofertar mais crédito após um aumento na taxa de compulsórios.

No que diz respeito à medida de capitalização do banco, os resultados encontrados considerando a taxa de recolhimento compulsório não foram significantes. Já os resultados do modelo com taxa Selic 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 contracionista 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, tanto nas estimações com taxa Selic quanto nas estimações com taxa de recolhimentos compulsórios.

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. Quando utilizamos os recolhimentos compulsórios, não é possível identificar efeitos significativos da variável de exposição ao risco sobre o comportamento dos bancos.

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 no modelo com taxa de compulsório oferecem certa evidência a seu favor, enquanto que os resultados utilizando taxa Selic 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 Janaze, 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. New Evidence on the Bank Lending Channel. **The Journal of Money, Credit and Banking** 38(3): p.751-775. 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.

FISHER, I. The Debt-Deflation Theory of Great Depressions. **Econometrica** 1(3): p.337-57. 1933.

FORTUNA, E. **Mercado Financeiro – Produtos e Serviços**. Qualitymark: Rio de Janeiro. 2011.

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.

LA PORTA, R., LOPEZ-DE-SILANES, F. e SHLEIFER, A. Government Ownership of Banks. **The Journal of Finance** LVII (1): p.265-301. 2002.

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.

NAKANE, M. I. e TAKEDA, T. **Impactos da Política Monetária nos Balanços Bancários – Uma Análise VAR**. In: Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 3 Anos do Projeto Juros e Spread Bancário: p.68-79. Brasília. 2002.

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.

ANEXOS

Tabela 6: Coeficientes de Longo Prazo – Taxa de Compulsório Total como Medida de Política Monetária*

	Modelos estimados com diferentes características dos bancos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Taxa SELIC	-0,155 (0,418)	-0,153 (0,435)	-0,144 (0,448)	-0,143 (0,464)	-0,072 (0,741)	-0,206 (0,308)	-0,110 (0,591)
PIB Real	0,959 (0,150)	1,068 (0,115)	1,043 (0,116)	1,244* (0,080)	0,996 (0,136)	0,996 (0,141)	1,241 (0,075)
Inflação	-0,012 (0,357)	-0,012 (0,358)	-0,013 (0,336)	-0,011 (0,415)	-0,013 (0,325)	-0,012 (0,359)	-0,011 (0,396)
Tamanho (em t-1)	-0,291*** (0,004)	-0,282*** (0,002)	-0,288*** (0,002)	-0,282*** (0,002)	-0,286*** (0,002)	-0,284*** (0,003)	-0,296*** (0,008)
Liquidez (em t-1)	0,665*** (0,000)	0,253 (0,560)	0,665*** (0,000)	0,654*** (0,000)	0,667*** (0,000)	0,673*** (0,000)	0,388 (0,350)
Capitalização (em t-1)	-0,233*** (0,000)	-0,228*** (0,000)	-0,501 (0,365)	-0,299*** (0,000)	-0,231*** (0,000)	-0,233*** (0,000)	-0,404 (0,534)
Prudência (em t-1)				-1,424 (0,768)			-1,475 (0,757)
Conglomerado (em t)					-0,655 (0,692)		-0,008 (0,967)
Propriedade (em t)						-0,189 (0,262)	-0,143 (0,490)
Tamanho*Comp.	0,007 (0,904)						0,035 (0,654)
Liquidez*Comp.		0,713 (0,304)					0,466 (0,471)
Capitalização*Comp.			0,383 (0,638)				0,166 (0,862)
Prudência*Comp.				7,937 (0,465)			7,947 (0,455)
Conglomerado*Comp.					-0,144 (0,532)		-0,230 (0,435)
Propriedade*Comp.						0,195 (0,445)	0,269 (0,345)
MA1 (p-valor)	(0,003)	(0,003)	(0,03)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,000)
MA2 (p-valor)	(0,246)	(0,229)	(0,258)	(0,258)	(0,264)	(0,246)	(0,623)
Teste Sargan (p-valor)	(0,580)	(0,695)	(0,567)	(0,651)	(0,546)	(0,516)	(0,989)
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 no capítulo 3. Na estimação, foram utilizados quatro defasagens da variável dependente e o valor contemporâneo mais quatro defasagem das variáveis explicativas, inclusive os 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.

Tabela 7: Resumo de Estudos do Canal de Empréstimos Bancários para o Brasil

Referência	Tipo de dados	Período	Técnicas utilizadas	Existência do canal de empréstimos bancários
Graminho (2002)	Desagregados	1994 a 2001	Dois estágios e painel (Kashyap e Stein, 2000)	Não. A autora encontra que apertos monetários relaxam, ao invés de piorar, as restrições de liquidez dos bancos.
Souza-Sobrinho (2003)	Agregados	1996 a 2001	Causalidade de Granger; VAR	Sim. Todos os testes realizados apontam para a existência do canal de empréstimos bancários.
Takeda, Rocha e Nakane (2005)	Desagregados	1994 a 2001	Painel dinâmico (Arellano e Bond, 1991)	Ambíguo. Há evidências a favor quando se utiliza taxa de recolhimento compulsório, mas não com taxa Selic.
Bresciani (2008)	Agregados	2000 a 2007	VAR e VEC	Não. Os testes não permitem concluir se há efeito da política monetária na oferta de crédito.
Oliveira e Neto (2008)	Desagregados	1994 a 2005	Dois estágios e painel (Kashyap e Stein, 2000)	Sim. Apertos monetários pioram as restrições de liquidez dos bancos.
Passos (2010)	Agregados	2000 a 2010	VAR e SVAR	Não. O crédito não é um bom previsor do produto e sua oferta não é afetada pela política monetária.
Coelho, Mello e Garcia (2010)	Desagregados	2000 a 2006	Estimação com dados de alta frequência (diários)	Sim. As equações estimadas apontam para uma diminuição da oferta de crédito em razão de aumentos na taxa Selic.
Noronha, Cajueiro e Tabak (2010)	Desagregados	2001 a 2009	Painel dinâmico (Arellano e Bond, 1991)	Sim. Um aperto monetário reduz o capital dos bancos e, conseqüentemente, sua capacidade de ofertar crédito.
Ianaze (2011)	Desagregados	2001 a 2009	Painel dinâmico (Arellano e Bond, 1991)	Ambíguo. Aumentos na taxa Selic afetam a oferta de bancos menores e mais líquidos. Elevações do compulsório afetam a oferta de bancos maiores e menos líquidos.