A Relevância do Canal de Empréstimos Bancários no Brasil

Fernando Nascimento de Oliveira*
Renato da Motta Andrade Neto**

Resumo

Este artigo avalia a existência de um canal de empréstimos bancários ativo na transmissão da Política Monetária brasileira. A análise empírica é feita com base em uma regressão de dois estágios que testa como a restrição de liquidez dos bancos reage aos choques monetários. São utilizados dados dos balancetes mensais de 293 bancos comerciais no período de julho de 1994 a dezembro de 2005. A principal conclusão é que o canal de empréstimos bancários é relevante para entendermos a transmissão da Política Monetária brasileira. Esse resultado é encontrado quando os choques monetários são identificados por meio da taxa SELIC, de forma endógena ou exógena, ou pelos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista.

***Palavras-chave*:** canal de empréstimos bancários; canal de crédito; transmissão de política monetária.

Códigos JEL: E50; E52; E58.

Abstract

This paper evaluates the existence of an active bank-lending channel of monetary policy. The empirical analysis is based on a two-step regression that tests how the liquidity of commercial banks reacted to monetary shocks. We use balance sheet information of 293 commercial banks from July 1994 to December 2005. Our main conclusion is that the bank-lending channel is relevant for our understanding of the monetary transmission mechanism in Brazil. This result is found when monetary shocks are identified by the SELIC rate endogenously or exogenously or by required reserves over demand deposits.

***Keywords*:** bank-lending channel; credit channel; monetary transmission mechanism.

Submetido em Junho de 2007. Aceito em Agosto de 2008. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além se de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Marcelo Medeiros.

*Departamento de Pesquisa do Banco Central do Brasil e Professor Associado do IBMEC/RJ. E-mail: fernando.nascimento@bcb.gov.br

**IBMEC/RJ. E-mail: renatulock@hotmail.com

©2004 Sociedade Brasileira de Finanças

1. Introdução

Mishkin (1996) afirma que canais tradicionais de transmissão da Política Monetária não explicam completamente os mecanismos de transmissão de Política Monetária. Outros canais são utilizados para explicar melhor como se dá a transmissão monetária, entre eles o canal de crédito. Esse canal prevê um mecanismo por meio do qual fricções no mercado de crédito, causadas por problemas de informação assimétrica, afetam a transmissão da Política Monetária.

No caso do Brasil, que é conhecido por imperfeições no mercado de crédito, existem razões para crer que a transmissão da Política Monetária é afetada pelos mecanismos sugeridos pela teoria do canal de crédito. O fato de não apresentar um mercado de capitais desenvolvido indica que os empréstimos bancários são de grande relevância como fonte de financiamento nesse país. Isso abre espaço para que os problemas de informação assimétrica dos mercados de crédito sejam importantes para explicar os mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil.

O objetivo deste artigo é avaliar a existência e relevância do canal de empréstimos bancários no Brasil. Com essa finalidade, realizamos uma análise empírica que tem como base o modelo de Kashyap e Stein (2000). Para isso, são utilizados dados mensais desagregados dos balanços patrimoniais dos bancos brasileiros no período de julho de 1994 a dezembro de 2005. Os choques monetários contracionistas são identificados por meio de três instrumentos, variações na taxa SELIC, na alíquota dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista e pela leitura das atas do COPOM.

Os resultados encontrados neste artigo corroboram a existência de um canal de empréstimos bancários ativo na transmissão da Política Monetária brasileira. Ao utilizar a taxa SELIC como indicador de Política Monetária, de forma endógena e exógena, a restrição de liquidez dos bancos pequenos aumenta durante choques monetários. Dessa forma, pode-se concluir que aumentos da SELIC, induzidos pelo Banco Central, causam redução na oferta de empréstimos bancários por parte dos bancos pequenos, os quais não podem substituir livremente suas formas de financiamento. Esse resultado foi confirmado quando utilizados choques identificados por meio dos recolhimentos compulsórios (os resultados com compulsórios não são robustos ao método de estimação), mas não quando empregados choques das "atas do Copom". Todavia, ele deve prevalecer, dada a importância relativa de cada um desses choques no período estudado.

O restante deste artigo está estruturado da seguinte forma. Na seção 2 é feita uma revisão literária sobre os diversos canais de transmissão de Política Monetária. Na seção 3, são feitas a descrição e análise dos dados utilizados na experiência empírica. A seção 4 é dedicada à realização do teste empírico baseado no modelo de dois estágios de Kashyap e Stein (2000). A seção 5 apresenta uma estimação em painel que testa a robustez dos resultados encontrados na seção anterior. A seção 6 conclui.

2. Revisão de Literatura do Canal de Crédito

A teoria do canal de crédito, tal qual definida por Bernanke e Gertler (1995), prevê a existência de vias de transmissão de Política Monetária que amplificam e propagam os efeitos da taxa de juros sobre a economia. De acordo com essa teoria, a visão tradicional de Keynes, de que a taxa de juros real é o principal transmissor de Política Monetária, não explica completamente o mecanismo de transmissão dessa política. Fatores como o *timing* e a magnitude dos efeitos da Política Monetária não são satisfatoriamente explicados pela teoria tradicional.

A visão do crédito afirma que fricções de mercado, relacionadas a informações assimétricas, seleção adversa e risco moral, aumentam os custos de agência nos mercados financeiros. Isso faz com que haja uma diferença entre o custo dos fundos captados externamente (por meio da emissão de ações e empréstimos bancários) e o custo de oportunidade dos fundos gerados internamente (retenção de lucros). Essa diferença é conhecida como prêmio de financiamento externo e reflete como as imperfeições do mercado de crédito criam uma defasagem entre o retorno esperado pelos credores e os custos incorridos pelos tomadores de empréstimo (Bernanke e Gertler, 1995).

De acordo com a teoria do canal de crédito, a Política Monetária, ao alterar a taxa de juros, tende a afetar o prêmio de financiamento externo na mesma direção, amplificando os efeitos de choques monetários. Esse movimento complementar do prêmio de financiamento externo deve ajudar a explicar a magnitude e o timing dos efeitos da Política Monetária em conjunto com a variação da taxa de juros real. O canal de crédito prevê a existência de dois mecanismos distintos que explicam a ligação entre Política Monetária e o prêmio de financiamento externo: o canal de balanços patrimoniais e o canal de empréstimos bancários.

2.1 O canal de balanços patrimoniais

O canal de balanços patrimoniais, também conhecido como canal de crédito amplo, é baseado na hipótese de que o prêmio de financiamento externo de uma firma depende de sua posição financeira. De acordo com esse canal, quanto maior o patrimônio líquido da firma, menor deve ser seu prêmio de financiamento externo. Dessa forma, como a posição financeira da firma afeta os termos de crédito direcionados a essa, flutuações na qualidade de seu balanço patrimonial têm impacto em suas decisões de investimento (Oliner e Rudebusch, 1996).

Para que o canal de balanços patrimoniais esteja ativo, choques de Política Monetária devem afetar não só as taxa de juros do mercado, mas também a posição financeira das firmas. De acordo com Bernanke e Gertler (1995), uma contração monetária ($M \downarrow$) deteriora o balanço patrimonial das firmas de pelo menos duas formas. Primeiro, um aumento na taxa de juros ($i \uparrow$) eleva os gastos das empresas com juros, reduzindo seu fluxo de caixa e enfraquecendo sua posição financeira. Isso diminui sua capacidade de financiamento interno. Além disso, elevações na taxa de juros tendem a depreciar o valor do ativo das firmas, o que causa queda em seu colateral (garantias dadas aos credores).

Com seu balanço patrimonial deteriorado, as firmas têm menos condições de oferecer garantias a potenciais financiadores, aumentando o problema de seleção adversa. Um menor patrimônio líquido também acarreta problemas de risco moral, já que os controladores das firmas têm incentivos a se engajar em projetos mais arriscados. Dessa forma, ao amplificar os problemas de seleção adversa e risco moral, a deterioração do balanço patrimonial causa o aumento no custo de financiamento externo das firmas ($PFE \uparrow$). Concluindo, a firma precisa recorrer ao financiamento externo quando esse está mais caro, ou seja, quando seu prêmio de financiamento externo está elevado. Isso faz com que o nível de investimento da economia sofra queda ($I \downarrow$) e, conseqüentemente, o produto também ($Y \downarrow$). Esse efeito é responsável por ampliar e propagar os efeitos de um aumento na taxa de juros e está ilustrado abaixo:

$$M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow \text{ fluxo de caixa } \downarrow \& \text{ colateral } \downarrow \Rightarrow$$
$$\Rightarrow \text{ seleção adversa } \uparrow \& \text{ risco moral } \uparrow \Rightarrow PFE \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

2.2 O canal de empréstimos bancários

O canal de empréstimos bancários pressupõe a existência de uma via de transmissão da Política Monetária por meio da qual mudanças na oferta de crédito por parte dos bancos afetam a economia. Vários autores questionam o tratamento assimétrico dado pela visão tradicional de transmissão monetária à moeda e ao crédito.[1] Enquanto a moeda recebe um status especial, os empréstimos bancários, títulos e outras formas de financiamento são concentrados em um "mercado de títulos", regido por apenas uma taxa de juros (Bernanke e Blinder, 1988).

O canal de empréstimos bancários prevê a transmissão da Política Monetária por meio do seguinte mecanismo. No caso de um choque monetário contracionista ($M \downarrow$), a redução na disponibilidade de reservas na economia provoca a queda da oferta de depósitos (forma de financiamento assegurada) aos bancos. Esses, ao sofrerem um corte em suas fontes de financiamento, têm de reduzir o volume de empréstimos ofertados. Essa redução na oferta de crédito bancário aumenta o prêmio de financiamento externo das empresas dependentes dessa forma de financiamento. Isso faz com que o nível de investimento dessas empresas caia ($I \downarrow$), o que afeta negativamente o crescimento da economia ($Y \downarrow$) (Kashyap e Stein, 1994).

$$M \downarrow \Rightarrow \text{ depósitos } \downarrow \Rightarrow \text{ empréstimos bancários } \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

[1] Ver Alfaro et alii (2004), Bernanke e Blinder (1988), Bernanke e Gertler (1995), Kashyap e Stein (1994, 1995).

Bernanke e Blinder (1988) identificam duas condições necessárias à existência do canal de empréstimos bancários.[2] Em primeiro lugar, devem existir firmas dependentes de empréstimos bancários, sendo incapazes de substituí-los, sem custos, por outras formas de financiamento. Além disso, o Banco Central tem de ser capaz de modificar a oferta de empréstimos bancários por meio da Política Monetária.

De acordo com Kashyap e Stein (1994), a validade da primeira condição requer que firmas não encarem empréstimos bancários e outras formas de captação como substitutos perfeitos. Em outras palavras, o teorema de Modigliani e Miller (1958) tem de falhar pelo menos para algumas firmas, de forma que essas sejam incapazes de compensar uma redução na oferta de empréstimos por outra forma de financiamento (emissão de notas promissórias, debêntures, etc). Dessa forma, quando há queda na oferta de empréstimos bancários, algumas firmas precisam incorrer em custos associados ao estabelecimento de uma nova relação de crédito, ou seja, existe um certo grau de lock-in no mercado de crédito.

Para que o canal de empréstimos bancários esteja ativo, deve-se mostrar que fricções de mercado, como informação assimétrica e problemas de agência, não permitam que choques na base de depósitos dos bancos sejam completamente compensados por outras formas de financiamento. Em outras palavras, o teorema de Modigliani e Miller (1958) não pode valer para a firma bancária. Concluindo, o canal de empréstimos bancários depende do grau de flexibilidade do mercado financeiro. Quanto mais flexível (garantindo formas de financiamento mais próximas aos depósitos assegurados), menos relevante o canal de empréstimos bancários em uma economia.

Kashyap e Stein (1994) testam a validade do teorema de Modigliani e Miller (1958) para os bancos, ou seja, se existem fricções no mercado de financiamento externo não-assegurado. Se tomarmos como exemplo o caso dos CDB, que não são assegurados pelo governo, percebemos que a qualidade do banco emissor é importante na escolha do investidor. Isso, pois, se há algum grau de informação assimétrica entre o banco emissor e o investidor, os problemas de seleção adversa serão relevantes. Essas considerações permitem diferenças de dimensão transversal no custo de financiamento externo não-assegurado entre bancos de diferentes características. Em particular, Kashyap e Stein (1994) encontram que, como no caso das firmas não-bancárias, bancos pequenos incorrem em maiores custos ao recorrer a outras formas de financiamento do que os grandes. Esse resultado dá indícios de que o teorema de Modigliani e Miller (1958) não vale para a firma bancária.

[2]Uma terceira condição é que, como em todos os modelos de não-neutralidade da moeda, deve haver alguma forma de ajuste imperfeito dos preços (Kashyap e Stein, 1994).

Outra forma dos bancos amortecerem o choque da queda de seus depósitos assegurados (passivo) sobre sua oferta de empréstimos é vender seu estoque de ativos líquidos (Kashyap e Stein, 1995). Isso, pois os bancos podem compensar a queda em seu passivo por meio da redução da parte de seu ativo mais líquida, protegendo sua carteira de empréstimos. Esse tipo de estratégia é justificado pelo *trade-off* entre liquidez e retorno escolhido pelo banco. Enquanto os empréstimos são pouco líquidos e têm maior retorno, títulos e *securities* apresentam grande liquidez e baixo retorno. Todavia, essa estratégia só é possível para bancos que apresentem posição financeira de maior liquidez (grande proporção de (*Títulos + Securities*)*/Ativo Total*), já que um estoque muito baixo de ativos líquidos pode representar riscos ao banco.

Os trabalhos empíricos que procuram testar o canal de empréstimos bancários utilizam, em geral, duas metodologias: o artigo de dados agregados ou de micro-dados. Um exemplo de artigo que utiliza dados agregados é Bernanke e Blinder (1992). Esses autores encontram evidências de que um choque monetário contracionista, representado por aumento da Federal Funds Rate,[3] é seguido por redução no volume agregado de empréstimos. Tal resultado é consistente com a existência do canal de empréstimos bancários, mas também admite outra interpretação. A queda no volume de crédito bancário pode estar sendo causada por uma redução na demanda[4] por empréstimos, e não na oferta desses por parte dos bancos.

Todavia, outros autores argumentam que os resultados encontrados por Bernanke e Blinder (1992) podem ser explicados pelo fato de que, em uma recessão, empresas grandes apresentam melhor desempenho do que as pequenas, o que as faria demandar mais crédito. Além disso, essas empresas são as que mais emitem notas promissórias, o que explica o aumento dessa forma de captação sem provar que houve queda na oferta de empréstimos. Esse tipo de problema de identificação ocorre em trabalhos com dados agregados, pois o uso desses não leva em conta características individuais dos agentes, o que tornou essa prática largamente criticada.[5]

Kashyap e Stein (2000) utilizam dados microeconômicos e concluem que dentro da classe dos bancos pequenos, choques de Política Monetária afetam mais o volume de empréstimos dos bancos com balanço patrimonial menos líquido. Isto ocorre, pois um choque contracionista de Política Monetária tende a aumentar a restrição de liquidez dos bancos menores, que, por hipótese, não são indiferentes a formas de captação asseguradas e não-asseguradas. Portanto, os bancos com balanço patrimonial mais líquido conseguem proteger melhor sua posição de

[3]Para uma discussão detalhada sobre instrumentos de política monetária ver Bernanke e Mihov (1998).

[4]O efeito demanda sobre os empréstimos bancários representa a redução natural na demanda por esses resultante de um aumento na taxa de juros após uma contração monetária. Esse efeito é previsto pelo canal tradicional de transmissão da política monetária. O que os autores que estudam o canal de empréstimos bancários estão interessados em analisar é a existência de efeitos de choques de política monetária sobre a oferta de empréstimos bancários.

[5]Ver Bernanke e Gertler (1995), Hubbard (1995) e Kashyap e Stein (2000).

empréstimos, vendendo seus ativos líquidos de forma a equilibrar seu ativo a seu passivo em queda. Esseem queda. Esse resultado confirma as hipóteses dos autores e a existência do canal de empréstimos bancários nos Estados Unidos durante o período estudado.

Alguns trabalhos analisam a existência do canal de empréstimo bancário no Brasil. Um deles é Takeda et alii (2005). Os autores utilizam dados mensais desagregados do balanço patrimonial dos bancos comerciais brasileiros no período de dezembro de 1994 a dezembro de 2001. Para fins de sua análise, esses autores consideram como instrumentos de Política Monetária a taxa de juros de curto prazo e os recolhimentos compulsórios sobre depósitos bancários. Os resultados encontrados por Takeda et al. sugerem que o impacto dos compulsórios é relevante e mais forte sobre os empréstimos dos grandes bancos. Isso pode ser explicado pelo caráter progressivo dos recolhimentos compulsórios, que afetam mais fortemente os bancos com maiores volumes de depósitos. Já choques na taxa de juros parecem não afetar o volume de empréstimos bancários. Concluindo, Takeda et alii (2005) encontram evidências de que o canal de empréstimos bancários esteve ativo no Brasil durante o período estudado.

Um outro trabalho que analisa a relevância do canal de empréstimo bancário para o Brasil é Graminho e Bonomo (2002). Eles testam sua relevância, utilizando a metodologia de Kashyap e Stein (2000), explicitada acima. Os autores concluem que, ao contrário do esperado, choques positivos na taxa de juros relaxam as restrições de liquidez bancárias. De acordo com Graminho e Bonomo (2002), essa particularidade gera a possibilidade de que aumentos na taxa de juros possam ser benéficos aos bancos brasileiros. Isso, pois ao aumentar o lucro dos bancos, um aumento da taxa de juros eleva a capacidade de financiamento interno desses, reduzindo sua dependência de depósitos como forma de financiamento dos empréstimos. Esse resultado não corrobora a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil.

3. Dados

A análise empírica desta pesquisa é feita com base em dados dos balancetes mensais de 293 instituições financeiras – bancos múltiplos, comerciais e Caixa Econômica Federal – entre os meses de julho de 1994 a dezembro de 2005.[6]

[6]Os dados foram cedidos pelo Departamento de Gestão Indireta e Gestão da Informação – DESIG – do Banco Central do Brasil.

Os bancos foram divididos em três classes de tamanho, baseadas na média dos ativos mensais no período estudado. Foram considerados grandes os bancos que se situaram acima do percentil 95 da amostra (15 bancos); médios, os bancos que se situaram entre os percentis 75 e 95 (58 bancos); e pequenos os demais (220 bancos). Essa divisão foi feita com base na grande concentração do mercado bancário nacional.

A observação de dados das principais contas dos balancetes bancários nos permite tirar algumas conclusões de como os bancos brasileiros vêm se comportando a partir do Plano Real. O principal propósito dessa análise é observar como os bancos têm financiado suas operações de crédito no período estudado. Isso, pois, para que haja um canal de empréstimos bancários ativo, o Banco Central deve afetar a oferta de crédito bancário ao induzir um choque monetário contracionista. No entanto, para que isso ocorra, os bancos não podem substituir facilmente os depósitos à vista como forma de financiamento de seus empréstimos.

Aqui, os dados são analisados em quatro categorias. São observadas a amostra completa e cada categoria de tamanho dos bancos separadamente. Os dados são estudados em nível e em primeira diferença. Os indicadores patrimoniais observados foram os seguintes: do lado do passivo, depósitos à vista e "outros financiamentos";[7] do lado do ativo, crédito livre[8] e um indicador de liquidez patrimonial.[9] A utilização do crédito livre, ao invés do crédito total, é justificada pela existência de direcionamento de algumas modalidades de crédito no Brasil, como empréstimos habitacionais e rurais. Isso torna essas formas de crédito menos sensíveis aos instrumentos de Política Monetária (Banco Central do Brasil, 2002).

3.1 Dados em nível

Inicialmente, observaremos os dados em nível. A Figura 1 apresenta algumas características de balanço para a amostra completa.

[7]O saldo "outros financiamentos" resulta da soma das seguintes contas da COSIF: (4.1.2.00.00-3) "Depósitos de poupança", (4.1.3.00.00-6) "Depósitos interfinanceiros", (4.1.5.00.00-2) "Depósitos a prazo" e (4.2.0.00.00-6) "Obrigações por obrigações compromissadas" excluída a conta (4.2.2.00.00-2) "Carteira de terceiros".

[8]"Crédito livre" corresponde ao "crédito total" menos as necessidades de direcionamento de crédito no Brasil.

[9]A variável "Liquidez" foi criada da seguinte forma: [(1.2.0.00.00-5) Aplicações Interfinanceiras de Liquidez + (1.3.0.00.00-4) Títulos e Valores Mobiliários]/[(3.9.9.99.99-9) Ativo Total – (3.0.0.00.00-1) Compensação].

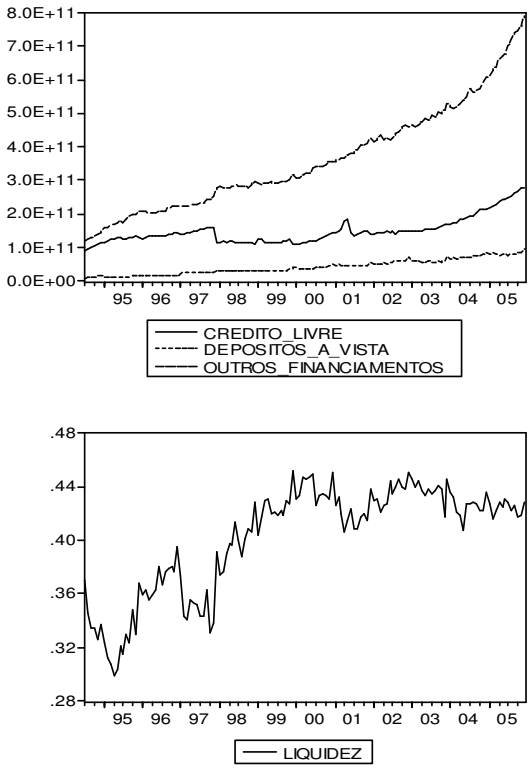


Figura 1
Variáveis de balanço da amostra completa
Análise da evolução de contas do balanço patrimonial de todos os bancos da amostra (293 bancos) de julho de 1994 a dezembro de 2005. São analisadas as contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos, todas em nível. É observada também a evolução do nível de liquidez dos balanços patrimoniais dos bancos no mesmo período. O nível de liquidez representa a proporção de ativos líquidos sobre o ativo total do banco no período t.

Como podemos observar, a partir do Plano Real, o crédito livre sempre apresentou maior valor que os depósitos à vista. Isso nos permite inferir que os bancos brasileiros consideram importante a utilização de outras formas de financiamento para seus empréstimos. Além disso, o crescimento de "outros financiamentos" foi maior que o de depósitos à vista nos últimos anos da amostra.[10] Outro fato importante a ser considerado é a aceleração do crescimento do crédito livre a partir de meados de 2003. Esse aumento do crédito não foi acompanhado pelos depósitos à vista, o que dá indícios de que os bancos têm utilizado mais ativamente outras formas de financiamento.

Em relação ao ativo dos bancos, uma característica importante a ser observada no artigo do canal de empréstimos bancários é a liquidez. A evolução dessa variável a partir do Plano Real pode ser analisada na Figura 1. Como se pode observar, a liquidez dos bancos sofreu aumento considerável de julho de 1994 a dezembro de 2005. Esse fato garante aos bancos maior margem de manobras de proteção às suas carteiras de empréstimo em períodos de contração monetária.

A Figura 2 apresenta características dos balanços patrimoniais dos bancos considerados grandes. Como se pode observar, a situação patrimonial dos bancos grandes é semelhante à da amostra completa. No lado do passivo, houve aumento acentuado de outras formas de financiamento, o que não foi acompanhado pelos depósitos à vista. Já no ativo, a liquidez desses bancos também sofreu aumento considerável, superando a média da amostra.

Os bancos médios estão caracterizados na Figura 3. De acordo com essa figura, os depósitos à vista são pouco relevantes como forma de financiamento dos empréstimos dos bancos dessa categoria de tamanho. As outras formas de financiamento representam proporção significativamente mais expressiva do passivo desses bancos. O índice de liquidez também aumentou consideravelmente para os bancos médios durante o período analisado.

Já os bancos pequenos estão representados pela Figura 4. Como se pode observar, os depósitos à vista representam parte muito pequena das alternativas de financiamento desses bancos. Em relação à liquidez, esses bancos apresentam a menor proporção de ativos líquidos entre as três categorias.

[10] A conta (4.1.1.00.00-0) "Depósitos à vista" somada ao saldo de "outros depósitos" representavam, em dezembro de 2005, mais de 94% do dotal de depósitos do sistema financeiro brasileiro, o que mostra que esses são os tipos de depósitos mais relevantes.

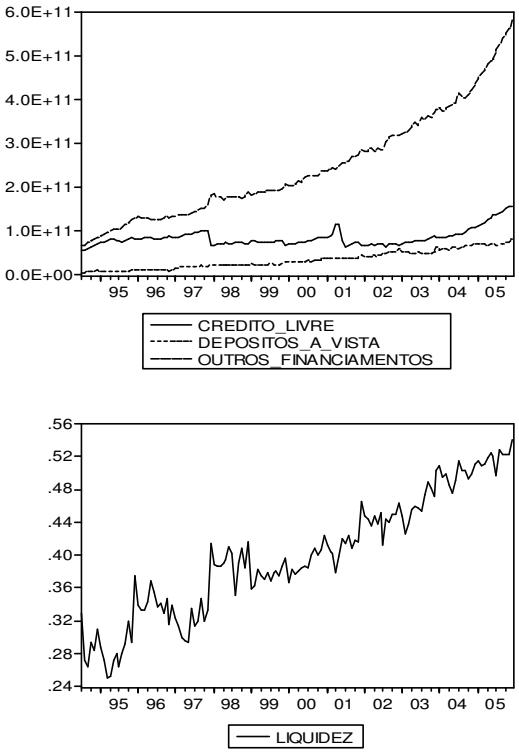


Figura 2
Variáveis de balanço da amostra completa
Análise da evolução de contas do balanço patrimonial dos bancos considerados grandes (15 bancos) de julho de 1994 a dezembro de 2005. São analisadas as contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos, todas em nível. É observada também a evolução do nível de liquidez dos balanços patrimoniais desses bancos no mesmo período. O nível de liquidez representa a proporção de ativos líquidos sobre o ativo total do banco no período t.

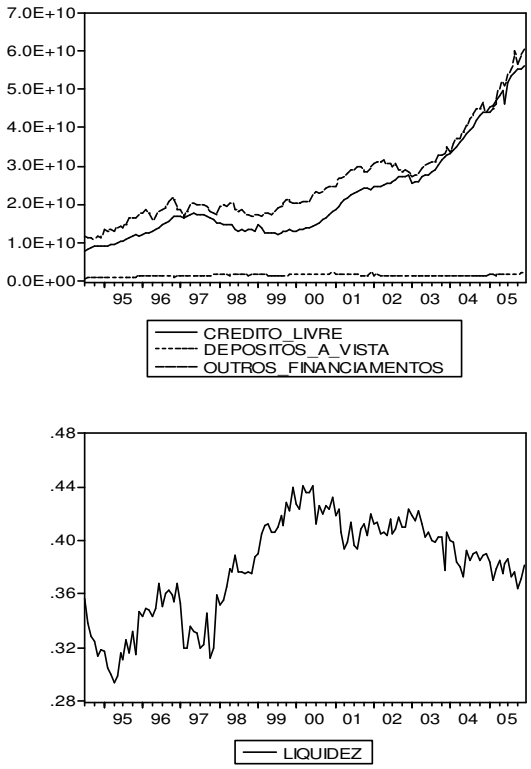


Figura 3
Variáveis de balanço dos bancos pequenos
Análise da evolução de contas do balanço patrimonial dos bancos considerados pequenos (220 bancos) de julho de 1994 a dezembro de 2005. São analisadas as contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos, todas em nível. É observada também a evolução do nível de liquidez dos balanços patrimoniais desses bancos no mesmo período. O nível de liquidez representa a proporção de ativos líquidos sobre o ativo total do banco no período t.

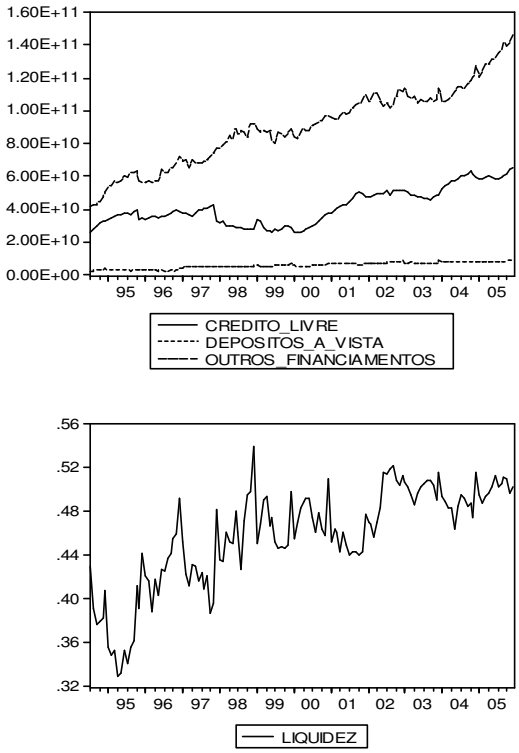


Figura 4
Variáveis de balanço dos bancos médios
Análise da evolução de contas do balanço patrimonial dos bancos considerados médios (58 bancos) de julho de 1994 a dezembro de 2005. São analisadas as contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos, todas em nível. É observada também a evolução do nível de liquidez dos balanços patrimoniais desses bancos no mesmo período. O nível de liquidez representa a proporção de ativos líquidos sobre o ativo total do banco no período t.

Tabela 1
Participação dos bancos de diferentes tamanhos no sistema financeiro nacional

O Painel A representa o número de bancos, média e mediana do ativo e percentual do ativo total do sistema de bancos de diferentes tamanhos em julho de 1994. O Painel B apresenta a mesma análise para dezembro de 2005. A amostra está dividida por percentil e o quesito de divisão é o ativo total do banco no período analisado. Do percentil 0 a 75 são considerados bancos pequenos, de 75 a 95, médios e acima de 95, grandes.

Painel A: Participação em julho de 1994					
Percentil	0-25	25-50	50-75	75-95	95-100
Número de bancos	61	61	61	50	13
Média do Ativo (em mil R$)	23.792	158.684	1.379.575	32.784.037	2.112.985.545
Mediana do Ativo (em mil R$)	18.807	127.228	1.054.460	15.060.821	522.212.702
Percentual do ativo total do sistema	0,01%	0,03%	0,29%	5,61%	94,06%
Painel B: Participação em dezembro de 2005					
Percentil	0-25	25-50	50-75	75-95	95-100
Número de bancos	43	43	43	35	9
Média do Ativo (em mil R$)	382.148	3.096.380	11.493.576	96.743.666	2.445.703.421
Mediana do Ativo (em mil R$)	344.826	2.939.832	10.289.730	52.318.775	1.302.491.619
Percentual do ativo total do sistema	0,06%	0,51%	1,90%	13,00%	84,53%

A Tabela 2 apresenta as matrizes de correlação entre crédito livre, depósitos à vista e outros financiamentos para cada categoria de tamanho. Como se pode observar, a correlação entre outros financiamentos e crédito livre é maior em todas as categorias se comparada a depósitos à vista e crédito livre. Além disso, no caso dos bancos pequenos, a diferença entre essas correlações é particularmente elevada. Isso dá indícios de que os bancos pequenos dependem mais de outras formas de financiamento para seus empréstimos do que dos depósitos à vista em particular.

Tabela 2
Correlação entre contas do balancete de bancos de diferentes tamanhos

Correlação entre contas dos balancetes bancários no período de julho de 1994 a dezembro de 2005. São observadas as correlações entre as contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos, todas em nível. A análise está dividida por classe de tamanho de banco e cada painel representa as correlações para uma dessas classes.

Painel A: Amostra Completa			
	Crédito Livre	Depósitos à Vista	Outros Financiamentos
Crédito Livre	1	0.800761	0.861617
Depósitos à Vista	0.800761	1	0.978564
Outros Financiamentos	0.861617	**0.978564**	1
Painel B: Bancos Pequenos			
	Crédito Livre	Depósitos à Vista	Outros Financiamentos
Crédito Livre	1	0.243211	0.985359
Depósitos à Vista	**0.243211**	1	0.325133
Outros Financiamentos	**0.985359**	**0.325133**	1
Painel C: Bancos Médios			
	Crédito Livre	Depósitos à Vista	Outros Financiamentos
Crédito Livre	1	0.723791	0.760161
Depósitos à Vista	0.723791	1	0.934339
Outros Financiamentos	0.760161	**0.934339**	1
Painel D: Bancos Grandes			
	Crédito Livre	Depósitos à Vista	Outros Financiamentos
Crédito Livre	1	0.554032	0.643044
Depósitos à Vista	0.554032	1	0.979844
Outros Financiamentos	0.643044	**0.979844**	1

Outra característica interessante é que, ao contrário do que se espera, a correlação entre depósitos à vista e outros financiamentos para bancos pequenos é baixa. Esse resultado é um indicativo de que esses bancos conseguem utilizar outras formas de financiamento como substitutos a depósitos à vista.

A análise dos dados em nível dá indícios de que os bancos brasileiros, inclusive os pequenos, não são dependentes dos depósitos à vista como forma de financiamento de seus empréstimos. Esse resultado inicial não confirma a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil. Isso, pois, de acordo com esse, a Política Monetária afeta a economia real ao causar a redução da oferta de empréstimos bancários resultante da queda na disponibilidade de depósitos à vista dos bancos após uma contração monetária. Esse resultado, no entanto, não é conclusivo. Dessa forma, outras análises são necessárias para testarmos a existência de um canal de empréstimos bancários ativo no Brasil.

3.2 Identificação dos choques monetários

Um pré-requisito fundamental ao sucesso da análise empírica aqui proposta é a forma de identificação dos choques monetários. Para este artigo, é importante a identificação de choques monetários que representem queda nas fontes de financiamento dos bancos, o que deve causar a queda na oferta de empréstimos bancários. Dessa forma, utilizamos quatro indicadores de Política Monetária na identificação de contrações monetárias. Três são exógenos: a variação da taxa SELIC, as alíquotas dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista e um índice criado com base na leitura das atas de reuniões do Copom. Finalmente, utilizamos Bernanke e Blinder (1992) para encontrar choques contracionistas de forma endógena.

O indicador de Política Monetária mais utilizado na literatura sobre o canal de empréstimos bancários é a taxa de juros de curto prazo controlada pelo Banco Central. Dessa forma, para o caso brasileiro, será utilizada a taxa SELIC mensal fornecida pelo Banco Central do Brasil. A identificação dos choques com base na taxa SELIC é feita por meio da análise de sua variação ao longo do período estudado. Os meses em que essa taxa variou positivamente mais do que duas vezes seu desvio padrão acima de sua média são considerados como períodos de contração monetária.

A Tabela 3 apresenta estatísticas descritivas da variação da taxa SELIC no período estudado. Como se pode observar, a variação mensal média da SELIC entre julho de 1994 e dezembro de 2005 foi -0,8%. Foram identificados choques contracionistas nos períodos em que a SELIC variou positivamente 36,29 por cento ou mais em relação ao mês anterior. Em quatro meses foram identificados choques monetários contracionistas e a variação média da SELIC nos períodos de choque foi 65,44 por cento acima do mês anterior.

Em relação aos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista, foram considerados períodos de contração monetária os que representaram aumento na alíquota desses recolhimentos. Isso, pois ao aumentar essa alíquota, o Banco Central limita a capacidade de empréstimo dos bancos, já que reduz a disponibilidade de formas de financiamento a esses. Além disso, de acordo com o canal de empréstimos bancários, a redução do estoque de depósitos à vista dos bancos deve ser o principal causador da queda na oferta de crédito por parte desses. A Tabela 4 apresenta o histórico dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista.

Tabela 3
Estatísticas descritivas da série SELIC

Estatísticas descritivas da série da taxa SELIC de julho de 1994 a dezembro de 2005. O Painel A apresenta a média, o desvio padrão e a média somada a dois desvios padrões da série completa. O Painel B representa a média e o desvio padrão apenas dos períodos considerados como choques monetários contracionistas. Foram considerados choques contracionistas os períodos em que a SELIC variou positivamente mais do que o valor da média da amostra completa somada a duas vezes seu desvio padrão, apresentado no Painel A.

Painel A: Série SELIC completa	
Média	-0,008707
Desvio Padrão	0,185832
Média + 2DP	0,362957
Painel B: Períodos de choques	
Média	0,654432
Desvio Padrão	0,26782

Tabela 4
Alíquotas dos requerimentos compulsórios sobre depósitos à vista

Evolução da alíquota dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista de janeiro de 1994 a dezembro de 2005. Os períodos em que essa alíquota sofreu aumento foram considerados como choques monetários contracionistas.

Período	% dos depósitos à vista
Antes do Plano Real	40
jul/94	**100**
dez/94	90
jul/95	83
ago/96	82
set/96	81
out/96	80
nov/96	79
dez/96	78
jan/97	75
set/99	65
mar/00	55
jun/00	45
fev/03	**60**
ago/03	45

Takeda et alii (2005) ressaltam a importância da utilização dos recolhimentos compulsórios como instrumento de Política Monetária em artigos sobre o canal de empréstimos bancários. De acordo com esses autores, a utilização desse instrumento minimiza o problema de identificação entre variações na oferta ou demanda por empréstimos bancários encontrado em alguns artigos sobre esse canal de transmissão monetária. Isso, pois, por afetar apenas o setor bancário da economia, choques na quantidade de empréstimos bancários causados por variações no recolhimento compulsório podem ser interpretados como resultantes de um efeito de oferta de crédito.

Outro instrumento utilizado na identificação de choques monetários foi a leitura das atas de reuniões do Copom. Esse método representa a "visão narrativa" de se identificar choques monetários e foi utilizado por autores como Bernanke e Mihov (1998). Para analisar os choques por meio da leitura das atas do Copom foi criado um índice que mensura a postura monetária sinalizada pelo Banco Central. Para cada período, a política monetária é classificada em uma dessas cinco categorias: "fortemente expansionista", "moderadamente expansionista", "neutra", "moderadamente contracionista" e "fortemente contracionista". Nesta pesquisa, foram considerados períodos de choque monetário os identificados como fortemente contracionistas por meio da leitura das atas do Copom.

Finalmente, utilizamos Bernanke e Blinder (1992) para identificar de forma endógena os choques contracionistas. Construímos um VAR com a variação da taxa SELIC, variação da produção industrial e inflação medida pelo IPCA. O VAR tem dados mensais. Usamos os critérios de Akaike e Schwarz para encontrar

Tabela 5
Choques monetários identificados

Choques monetários contracionistas identificados por meio da análise de três instrumentos de Política Monetária, a taxa SELIC, a alíquota dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista e a leitura das atas de reuniões do Copom. Foram identificados dez períodos de contrações monetárias e apenas um deles foi identificado por mais de um instrumento.

Data	Instrumento de Identificação
jul/94	Recolhimentos Compulsórios
mar/95	SELIC
Abr-95	Bernanke e Blinder (1992)
nov/97	SELIC e Bernanke e Blinder (1992)
Set-98	SELIC e Bernanke e Blinder (1992)
Dez-98	Atas do COPOM
mar/99	SELIC e Atas do COPOM
Out-2002	Atas do COPOM
nov/02	Atas do COPOM
Dez-2002	Atas do COPOM
Fev-2003	Atas do COPOM

o número de defasagens do VAR. Utilizamos a série de resíduos da equação da variação da taxa SELIC para definir uma contração monetária. Definimos como período de choque contracionista aquele onde esse resíduo foi superior a dois desvios padrões. Encontramos os seguintes meses como de contrações monetárias: abril de 1995, novembro de 1997 e setembro de 1998.

A Tabela 5 apresenta os períodos de contração monetária identificados por meio dos quatro indicadores utilizados. Vemos que os recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista e a taxa SELIC não foram utilizados simultaneamente pelo Banco Central em períodos de contração monetária. Ao mesmo tempo, podemos observar que os choques identificados por meio da leitura das Atas do Copom, com exceção de março de 1999, não coincidem com os dos outros instrumentos, o que sugere que o Banco Central sinalizou contrações monetárias em períodos em não houve aumento significativo da SELIC ou dos compulsórios.

3.3 Resposta dos bancos aos choques monetários

Nesta seção é feita a análise de como as contas "crédito livre", "depósitos à vista" e "outros financiamentos" dos bancos das três categorias de tamanho respondem aos choques monetários identificados. Para isso, os dados são analisados em primeira diferença, o que permite visualizar a variação dessas contas após uma contração monetária. As tabelas apresentadas nessa seção demonstram como os bancos pequenos, médios e grandes responderam aos choques monetários identificados.

A Tabela 6 apresenta a variação média das contas dos balancetes bancários de julho de 1994 a dezembro de 2005. Nesse período, a variação mensal média

das contas analisadas foi positiva para todas as classes de banco. Os bancos pequenos tiveram o maior aumento relativo em suas operações de crédito livre. Em relação às formas de financiamento, os bancos pequenos foram os únicos que tiveram elevação de depósitos à vista menor que a de outros financiamentos.

Tabela 6
Variação média de contas dos balancetes bancários de 07/1994 a 12/2005

Variação média das contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos no período de julho de 1994 a dezembro de 2005. A análise é feita com os 293 bancos da amostra completa.

	Crédito Livre	Depósitos à Vista	Outros Financiamentos
Pequenos	0,0142	0,0082	0,0121
Médios	0,0068	0,0116	0,0092
Grandes	0,0077	0,0208	0,0158

A Tabela 7, Painéis A a D, representa a reação dos bancos brasileiros aos choques monetários identificados por cada instrumento utilizado. Nelas, estão reportadas as variações mensais médias das contas analisadas em seis períodos antes e depois de cada choque. De acordo com a teoria do canal de crédito, espera-se que uma contração monetária cause redução na disponibilidade de depósitos à vista e, conseqüentemente, na oferta de empréstimos bancários.

Tabela 7: Variação de contas dos balancetes bancários a choques contracionistas

Painel A – Choques SELIC

Reação das contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos de bancos de diferentes tamanhos aos choques monetários contracionistas identificados por variações na taxa SELIC. São apresentadas as variações médias de cada conta seis meses antes e depois de cada choque identificado. De acordo com o canal de empréstimos bancários, uma contração monetária deve causar redução no estoque de depósitos à vista dos bancos e, conseqüentemente, na oferta de crédito livre por parte desses. A análise dos outros financiamentos tem a finalidade de observar se os bancos procuram substituir entre suas fontes de financiamento, mais especificamente se eles procuram compensar a queda nos depósitos à vista causada por contrações monetárias.

Painel A: Choque de março de 1995						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	0,0144	0,0303	0,0466	0,0092	0,0216	0,0336
Médios	0,0378	0,0157	0,0389	-0,0108	0,0419	0,0144
Grandes	0,048	-0,0012	0,0725	0,0234	0,0497	0,0265
Painel B: Choque de novembro de 1997						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	-0,0083	-0,011	0,0172	0,0018	-0,0195	0,0218
Médios	0,0242	-0,0605	0,0097	0,0164	0,0046	0,0171
Grandes	0,0183	-0,0529	0,0142	0,0134	0,0186	0,0196
Painel C: Choque de setembro de 1998						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	-0,0199	-0,0065	-0,0045	-0,005	-0,0111	0,0028
Médios	-0,0218	0,0048	0,0106	-0,0035	0,0165	0,0005
Grandes	0,0066	0,0001	0,008	-0,0073	-0,0016	0,0101

continua

Tabela 7: Variação de contas dos balancetes bancários a choques contracionistas (continuação)

Painel D: Choque de março de 1999						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	0,01	0,0026	-0,0044	-0,0255	-0,0133	0,0236
Médios	0,026	-0,0063	0,005	0,029	-0,0006	-0,0037
Grandes	0,0116	0,0058	-0,0021	0,009	0,0065	0,0026

Painel B – Choques SELIC

Reação das contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos de bancos de diferentes tamanhos aos choques monetários contracionistas identificados por variações na alíquota dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista. São apresentadas as variações médias de cada conta seis meses antes e depois de cada choque identificado. De acordo com o canal de empréstimos bancários, uma contração monetária deve causar redução no estoque de depósitos à vista dos bancos e, conseqüentemente, na oferta de crédito livre por parte desses. A análise dos outros financiamentos tem a finalidade de observar se os bancos procuram substituir entre suas fontes de financiamento, mais especificamente se eles procuram compensar a queda nos depósitos à vista causada por contrações monetárias.

Painel A: Choque de julho de 1994						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	*0,0142*	0,0181	*0,0082*	0,0702	*0,0121*	0,023
Médios	*0,0068*	0,0441	*0,0116*	0,0759	*0,0092*	0,0448
Grandes	*0,0077*	0,0493	*0,0208*	0,0974	*0,0158*	0,0457
Painel B: Choque de fevereiro de 2003						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	-0,0018	0,0184	-0,0048	0,0178	-0,0167	0,0195
Médios	-0,001	-0,0103	-0,0001	-0,0165	0,0129	-0,0042
Grandes	0,0001	0,0125	0,0087	-0,0146	0,0183	0,0141

Painel C – Atas do Copom

Reação das contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos de bancos de diferentes tamanhos aos choques monetários contracionistas identificados por meio da leitura das atas do Copom. São apresentadas as variações médias de cada conta seis meses antes e depois de cada choque identificado. De acordo com o canal de empréstimos bancários, uma contração monetária deve causar redução no estoque de depósitos à vista dos bancos e, conseqüentemente, na oferta de crédito livre por parte desses. A análise dos outros financiamentos tem a finalidade de observar se os bancos procuram substituir entre suas fontes de financiamento, mais especificamente se eles procuram compensar a queda nos depósitos à vista causada por contrações monetárias.

Painel A: Choque de dezembro de 1998						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	-0,0207	-0,0146	-0,005	0,0103	-0,0199	0,0053
Médios	-0,0098	-0,0081	0,0093	-0,0024	0,013	0,0047
Grandes	0,0072	0,004	0,009	0,0032	0,0015	0,0133
Painel B: Choque de março de 1999						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	0,01	0,0026	-0,0044	-0,0255	-0,0133	0,0236
Médios	0,026	-0,0063	0,005	0,029	-0,0006	-0,0037
Grandes	0,0116	0,0058	-0,0021	0,009	0,0065	0,0026
Painel C: Choque do quarto trimestre de 2002						
	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	0,0171	0,0014	-0,0148	-0,0216	-0,0102	0,0127
Médios	0,012	-0,0128	0,036	-0,0337	-0,0127	-0,0077
Grandes	0,0036	0,0238	0,0405	-0,0279	0,0125	0,0118

continua

Tabela 7: Variação de contas dos balancetes bancários a choques contracionistas (continuação)

Painel D – Bernanke e Blinder (1992)

Reação das contas Crédito Livre, Depósitos à Vista e Outros Financiamentos de bancos de diferentes tamanhos aos choques monetários contracionistas identificados por meio da metodologia de Bernanke e Blinder (1992). São apresentadas as variações médias de cada conta seis meses antes e depois de cada choque identificado. De acordo com o canal de empréstimos bancários, uma contração monetária deve causar redução no estoque de depósitos à vista dos bancos e, conseqüentemente, na oferta de crédito livre por parte desses. A análise dos outros financiamentos tem a finalidade de observar se os bancos procuram substituir entre suas fontes de financiamento, mais especificamente se eles procuram compensar a queda nos depósitos à vista causada por contrações monetárias.

Painel A: Choque de abril de 1995

	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	0,0156	0,0319	0,0107	0,0229	0,0322	0,0396
Médios	0,0287	0,0117	-0,0105	0,01	0,0489	0,0188
Grandes	0,0416	0,0002	0,0112	0,0334	0,0433	0,0302

Painel B: Choque de novembro de 1997

	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	-0,0083	-0,011	0,0172	0,0018	-0,0195	0,0218
Médios	0,0242	-0,0605	0,0097	0,0164	0,0046	0,0171
Grandes	0,0183	-0,0529	0,0142	0,0134	0,0186	0,0196

Painel C: Choque de setembro de 1998

	Crédito Livre		Depósitos à Vista		Outros Financiamentos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pequenos	-0,0199	-0,0065	-0,0045	-0,005	-0,0111	0,0028
Médios	-0,0218	0,0048	0,0106	-0,0035	0,0165	0,0005
Grandes	0,0066	0,0001	0,008	-0,0073	-0,0016	0,0101

A Tabela 7 Painel A apresenta a reação dos bancos aos choques identificados pela variação da taxa SELIC. Como se pode observar, os depósitos à vista sofreram redução após os choques da SELIC na maioria dos casos, principalmente para os bancos pequenos. Esse fato pode justificar a tendência de queda do crédito livre após as contrações monetárias. É interessante notar que em todos os choques houve aumento na captação de outros financiamentos por parte dos bancos pequenos. Isso dá indícios de que esses bancos procuram alternativas aos depósitos à vista como forma de financiar suas operações de crédito. A análise da reação dos bancos aos aumentos da SELIC sugere que o Banco Central conseguiu afetar a oferta de crédito bancário por meio da Política Monetária. Esse resultado sustenta a existência do canal de empréstimos bancários como mecanismo de transmissão da Política Monetária no Brasil.

A Tabela 7 Painel B, por sua vez, representa a resposta dos bancos aos aumentos das alíquotas dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista. A base de dados coletada nesse artigo não permite a análise das contas bancárias no período anterior ao choque de julho de 1994. Dessa forma, é utilizada a variação média de cada conta no período completo para a análise do choque ocorrido nessa data. Ao contrário do que se espera, houve tendência de aumento na oferta de crédito livre para as categorias de bancos após as elevações nos compulsórios. Esse aumento foi seguido pela elevação dos depósitos à vista disponíveis e pelo aumento da captação de outras formas de financiamento por bancos pequenos.

Esses resultados sugerem que os choques de recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista não afetam significativamente a oferta de crédito bancário no Brasil. Há indícios de que os bancos brasileiros conseguem substituir de forma eficaz os depósitos à vista como forma de financiamento de seus empréstimos, tanto por meio de captação de outras formas de depósitos (de poupança, a prazo, etc) quanto por emissão de Certificados de Depósitos Bancários ou outras obrigações.

A análise da resposta dos bancos aos choques identificados por meio da leitura das atas do Copom está representada na Tabela 7 Painel C. Como se pode observar, há indícios de queda na oferta de empréstimos bancários em períodos posteriores aos choques identificados. Em relação às formas de financiamento, os bancos pequenos apresentaram tendência de queda em seus depósitos à vista, mas houve aumento na captação de outras fontes de financiamento. Esses resultados sugerem que, pelo menos para os bancos pequenos, as contrações monetárias causaram redução em suas fontes de financiamento e, conseqüentemente, em sua oferta de crédito. Isso, pois, mesmo tendo aumentado a captação de outras formas de financiamento, a queda no crédito livre indica que esses bancos não as consideram substitutos perfeitos dos depósitos à vista. Esse resultado corrobora a existência do canal de empréstimos bancários.

Finalmente, a Tabela 7 Painel D apresenta a resposta dos bancos aos choques utilizando a metodologia de Bernanke e Blinder (1992) que encontra de forma endógena as contrações monetárias.Os choques de novembro de 1997 e setembro de 1998 são os mesmos que quando identificamos os choques utilizando variações exógenas. No choque de abril de 1995, vemos que os bancos pequenos reagem de forma semelhante aos bancos médios e grandes, sem alterar de forma relevante a taxa de crescimento do crédito livre, depósitos à vista e outras formas de financiamento.

Concluindo, a análise dos dados de balancetes bancários dos bancos brasileiros não permite afirmar a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil. Os resultados encontrados por meio da análise da resposta dos bancos às contrações monetárias dependem do tipo de choque considerado. Choques da SELIC e de atas do Copom dão indícios de que o Banco Central é capaz de afetar a oferta de empréstimos bancários ao induzir choques na Política Monetária. Por outro lado, choques de compulsórios sugerem que os bancos brasileiros, inclusive os pequenos, são capazes de substituir eficazmente suas formas de financiamento. Esses resultados não são conclusivos e uma análise econométrica é feita nos próximos capítulos desta pesquisa.

4. Estimação em Dois Estágios

À luz do trabalho de Kashyap e Stein (2000), este artigo propõe utilizar um modelo de estimação em dois estágios para avaliar a relevância do canal de empréstimos bancários no Brasil. O modelo de Kashyap e Stein testa a hipótese de que o Banco Central é capaz de afetar a oferta de empréstimos bancários ao induzir choques de Política Monetária. Em outras palavras, testa se o canal de empréstimos bancários está ativo como mecanismo de transmissão da Política Monetária.

De acordo com a teoria do canal de empréstimos bancários, o impacto da Política Monetária sobre a oferta de crédito deve ser maior para bancos com menor acesso a outras formas de financiamento, que não os depósitos à vista. Nesta pesquisa, o tamanho do banco será utilizado como *proxy* para o acesso a essas formas de financiamento. É utilizado, também, um índice de liquidez como variável representativa do balanço patrimonial dos bancos. Isso porque o impacto de choques monetários sobre a oferta de crédito deve ser maior para bancos menos líquidos, já que os mais líquidos conseguem proteger sua carteira de empréstimos. Dessa forma, os modelos econométricos utilizados neste artigo possuem as seguintes hipóteses como base: as restrições de liquidez aos empréstimos são intensificadas durante contrações monetárias; a sensibilidade do volume de empréstimos em relação à Política Monetária é maior para bancos com balanço patrimonial menos líquido; e os bancos pequenos são menos capazes de substituir suas fontes de financiamento.

4.1 Descrição do modelo

O primeiro estágio do modelo consiste em uma estimação em corte transversal que objetiva estimar a sensibilidade do volume de empréstimos em relação a um índice que representa a liquidez do balanço patrimonial do banco. Para isso, deve-se regredir a variação dos empréstimos bancários $[\Delta \ln(L_{it})]$ contra um índice que represente a liquidez do banco (B_{it-1}). Propõe-se a adição de três defasagens da variação dos empréstimos bancários como variáveis explicativas com o objetivo de controlar para quaisquer influências inerciais que essas possam ter. Assim, a equação a ser estimada para cada classe de banco para cada período t é a se-

guinte:[11]

$$\Delta \ln(L_{it}) = \sum_{j=1}^{3} \alpha_{ij} \Delta \ln(L_{it-j}) + \beta_t B_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

em que L_{it} representa o volume de empréstimos de cada banco[12] e B_{it} é a variável representativa de liquidez.[13]

O ponto-chave dessa regressão são os coeficientes estimados de B_{it-1}, representados por β_t. Esses coeficientes representam a sensibilidade do volume de empréstimos à estrutura do balanço patrimonial (ou a dimensão da restrição de liquidez) de cada classe de banco. Dessa forma, como resultado da estimação de primeiro estágio, será encontrado um valor de β_t em cada mês para cada classe de banco, o que permite a criação de séries temporais de β_t para cada uma dessas classes.

Esse estágio se baseia na hipótese de que bancos com balanço patrimonial mais líquido (maior valor de B_{it}) têm maior capacidade de amortecer choques na disponibilidade de financiamento externo sobre seu volume de empréstimos. Isso, porque esses bancos podem proteger sua carteira de crédito ao vender seu estoque de ativos líquidos.

O segundo estágio da estimação avalia o impacto de choques de Política Monetária sobre a sensibilidade representada por β_t. Para isso, deve-se regredir a série β_t de cada classe de banco contra um indicador de Política Monetária (M_{t-k}). A adição de defasagens nessa variável explicativa é justificada pelo fato de choques de Política Monetária não serem respondidos instantaneamente e por seus efeitos perdurarem sobre a economia. Dessa forma é estimada a seguinte regressão de séries temporais:

$$\beta_t = \eta + \sum_{k=0}^{n} \phi_k M_{t-k} + \chi R_t + \mu_t \quad (2)$$

onde M_t representa o indicador de Política Monetária selecionado e R_t é uma variável dummy que distingue as fases do Plano Real. A inserção dessa última variável explicativa é importante, pois no período analisado, o Brasil vivenciou dois regimes de Política Monetária e cambial. O regime de bandas cambiais até dezembro de 1998 e o de metas de inflação e câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999.

[11] Utilizamos os critérios de Akaike e Schwarz para definir o número de defasagens dos regressores.
[12] Foi utilizada a variável de crédito livre.
[13] Seguimos Kashyap e Stein (2000).

É estimada, também, outra versão da regressão acima explicitada, que inclui uma variável de crescimento econômico (PIB_t) e a inflação do período (π_t).[14] Foram adicionadas também três defasagens de cada uma dessas variáveis explicativas, já que seus efeitos costumam persistir sobre a economia. O objetivo de estimar essa versão múltipla é avaliar a existência de outros fatores, como choques de capital ou macroeconômicos, que podem afetar a oferta de empréstimos bancários. Caso não haja outros fatores afetando os empréstimos bancários, os coeficientes γ_j e ρ_j não devem ser estatisticamente significativos. O comportamento das variáveis macroeconômicas está mostrado na Figura 5. A regressão é a seguinte:

$$\beta_t = \eta + \sum_{k=0}^{n} \phi_k M_{t-k} + \sum_{j=0}^{3} \gamma_j \Delta PIB_{t-j} + \sum_{j=0}^{3} \rho_j \Delta \pi_{t-j} + \chi R_t + \mu_t \quad (2')$$

O número de defasagens de M_t inseridos nas equações (2) e (2') está representado por n, pois depende do indicador de Política Monetária utilizado. O número de defasagens foi definido por meio de um VAR e pela observação dos critérios de Akaike e Schwarz. Dessa forma, ficou definido o uso de dez defasagens para o choque da SELIC, zero para compulsórios e três para as atas do Copom.

Deve-se seguir o seguinte raciocínio para analisar a existência do canal de empréstimos bancários por meio do modelo proposto. Em caso de um choque monetário contracionista, a elasticidade do volume de empréstimos em relação à liquidez do banco deve aumentar $(\beta_t \uparrow)$. Todavia, quando há uma contração monetária, os bancos tendem a sofrer queda no valor de seus ativos líquidos (elevações da taxa de juros depreciam o ativo). Portanto, se β_t aumentar em um período no qual os bancos sofram queda em suas fontes de financiamento e em seu estoque de ativos líquidos, o volume de empréstimos tende a diminuir mais intensamente. Dessa forma, a oferta de empréstimos bancários sofrerá queda se uma contração monetária elevar a restrição de liquidez de bancos que não podem substituir suas fontes de financiamento. Esse cenário caracteriza um canal de empréstimos bancários ativo.

[14] Para a variável de crescimento econômico, foi utilizado o produto industrial dessazonalizado e para inflação, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), ambos disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

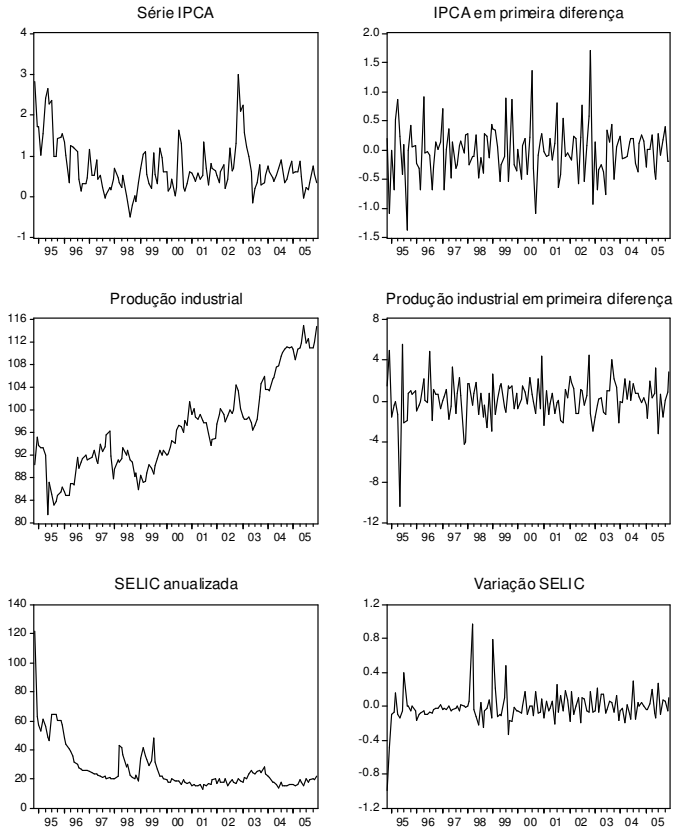


Figura 5
Comportamento das variáveis macroeconômicas utilizadas
Comportamento das variáveis macroeconômicas utilizadas no exercício empírico da presente pesquisa. A Figura ilustra os gráficos da série IPCA, da produção industrial dessazonalizada e da taxa SELIC anualizada. Estão também representados os gráficos do IPCA e da produção industrial em primeira diferença e da variação da taxa SELIC de meados de 1994 a dezembro de 2005. Por meio do IPCA, pode-se observar que a inflação se manteve em um nível controlado durante todo o período. Deve-se, também, ressaltar a tendência declinante da taxa SELIC observada no período. Os dados do IPCA e da Produção Industrial foram cedidos pelo IBGE e da taxa SELIC pelo Banco Central do Brasil.

O principal resultado a ser observado no modelo de estimação proposto é o coeficiente de M_{t-k}, representado por ϕ_k. Espera-se que, pelo menos no caso dos bancos pequenos, um choque monetário contracionista aumente a restrição de liquidez dos bancos. Assim, o coeficiente ϕ_k deve ter valor positivo e estatisticamente significativo, o que confirmaria a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil.

O fato de esperar-se que o resultado seja significativo para bancos pequenos provém da hipótese de que esses bancos enfrentam maior dificuldade em levantar

outras formas de financiamento, além dos depósitos à vista. Caso os bancos maiores possuam meios de substituir facilmente suas fontes de financiamento, a soma dos seus coeficientes ϕ_k não deve ser estatisticamente significativa.

Na regressão de segundo estágio, foi testada a adição de até seis defasagens de β_t no lado direito da equação. No entanto, em nenhum caso essas variáveis foram estatisticamente significativas. Esse teste é importante ao se trabalhar com séries temporais, já que é comum observar inércia nesse tipo de amostra.

4.2 Resultados

A regressão de primeiro estágio foi estimada utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários e, nos casos em que apresentou problema de heterocedasticidade, foi empregada a matriz de correção de erros de Newey-West. Como resultado dessas estimações, foram encontradas as séries temporais β_t para cada classe de tamanho de banco. Essas séries, que representam a sensibilidade da oferta de empréstimos bancários ao índice de liquidez do banco, são utilizadas como variável dependente no segundo estágio da estimação. A Figura 6 ilustra os gráficos das séries β_t.

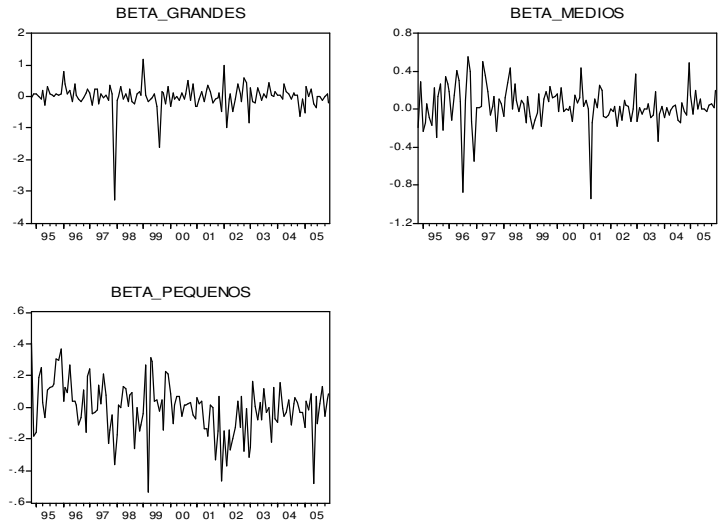


Figura 6
Sensibilidade dos empréstimos bancários ao índice de liquidez para cada classe de tamanho
Séries β_t encontradas como resultado da regressão de primeiro estágio para as amostras de bancos grandes, médios e pequenos. Essas séries representam a sensibilidade dos empréstimos dos bancos de cada classe ao índice de liquidez representativo de seu balanço patrimonial. Em outras palavras, representam a restrição de liquidez dos empréstimos de cada classe de banco.

A Tabela 8 apresenta algumas características descritivas das séries β_t. Como se pode observar, as médias e medianas dessas séries são muito semelhantes para as três classes de tamanho. Todavia, as volatilidades das séries β_t apresentam diferenças significativas. A observação do desvio padrão e dos valores máximos e mínimos de cada série mostra que a série mais volátil é a dos bancos grandes. Isso dá indícios de que os empréstimos desses bancos são mais sensíveis à liquidez de seu balanço patrimonial. Os bancos pequenos, por sua vez, parecem apresentar a oferta de crédito menos sensível a seu nível de liquidez. Outra característica a ser observada é a forma como os valores de β_t estão distribuídos. O resultado do teste de normalidade, representado pelos valores de Jarque-Bera, indica que as três séries analisadas não estão distribuídas conforme uma normal.

Tabela 8
Estatísticas descritivas das séries β_t

Estatísticas descritivas das séries β_t encontradas como resultado da regressão de primeiro estágio para bancos pequenos, médios e grandes. Estão representadas a média, mediana, valores máximo e mínimo e desvio padrão para cada série β_t. Os resultados do teste de normalidade para cada série estão representados pelo teste Jarque-Bera. A hipótese nula desse teste é que a série está distribuída conforme uma normal. Os $p-valores$ dos testes realizados mostram que nenhuma das séries β_t está distribuída normalmente.

	Grandes	Médios	Pequenos
Média	-0,01005	0,03249	-0,0066
Mediana	0,02615	0,02519	0,01239
Máximo	1,19263	0,5496	0,40935
Mínimo	-3,27373	-0,94058	-0,53814
Desvio Padrão	0,42209	0,20916	0,16436
Jarque-Bera	4371,243	178,9666	8,780111
$p-valor$	0	0	-0,0124

É importante analisar a estacionariedade das séries β_t, pois ela indica estabilidade dos parâmetros. Caso a série seja não-estacionária, há risco de que a regressão seja espúria, o que prejudica os resultados. Para testar a estacionariedade das séries, foram realizados testes de raiz unitária, pois sua existência é um indício significativo de não-estacionariedade em uma série.[15] Como se pode observar na Tabela 9, as séries β_t não apresentam raiz unitária em nenhuma classe de tamanho. Esses resultados indicam estacionariedade das séries, o que sugere que essas variáveis são adequadas à estimação de segundo estágio.

[15]De fato, a existência de raiz unitária indica não-estacionariedade porque oferece suspeita de existência de passeio aleatório, que é um processo estocástico não-estacionário.

Tabela 9
$P - valores$ dos teste de raiz unitária para as séries β_t

$P - valores$ dos teste de raiz unitária para as séries β_t de cada classe de banco. O tipo de teste utilizado foi *Augmented Dickey-Fuller* e foram aplicados os critérios de informação de Akaike e Schwarz com seleção automática do número de defasagens. A finalidade desse teste é analisar a estacionariedade das séries observadas e sua hipótese nula é de não-estacionariedade da série. Como se pode observar, os $p - valores$ dos testes de raiz unitária indicam que as três séries β_t são estacionárias.

Betas	Critério do teste de raiz unitária	
	Akaike	Schwarz
Grandes	0	0
Médios	0	0
Pequenos	-0,0006	0

Ao estimar a regressão do segundo estágio, precisamos levar em conta um problema de inferência que surge pela existência de uma variável dependente estimada no primeiro estágio. Cameron e Trivedi (2005) mostram que precisamos ajustar a matriz de variância covariância assintótica do segundo estágio para tornar a inferência não viesada. Seguimos Cameron e Trivedi (2005)[16] e construímos uma matriz variância e covariância robusta à existência de uma variável dependente com erros de medida, que resultaram da estimação de primeiro estágio.

Os resultados do segundo estágio da estimação podem ser observados na Tabela 10 Painel A a D. Nelas estão representados os coeficientes estimados para cada regressor e seus respectivos p-valores. As tabelas contêm também estatísticas de diagnóstico para as regressões rodadas. Os principais resultados apresentados nas Tabelas 12, 13 e 14 são as somas dos coeficientes ϕ_k significativos a 5% e seus p-valores para cada classe de banco. Essa soma representa o efeito marginal total dos choques de Política Monetária sobre β_t e será o ponto-chave para definir a relevância do canal de empréstimos bancários no Brasil[17]

[16] Páginas 200 a 202.

[17] Problemas de heterocedasticidade e correlação serial foram identificados em algumas estimações de segundo estágio, o que pode ser observado nas estatísticas de diagnóstico dos Painéis A a D da Tabela 10. Nas regressões que apresentaram esses problemas foi utilizada a matriz de Newey-West com a finalidade de corrigir os erros-padrão das estimativas.

Tabela 10: Resultados da regressão de segundo estágio

Painel A – com choque SELIC

Regressão em séries de tempo da resposta da restrição de liquidez dos bancos de diferentes tamanhos a choques monetários contracionistas identificados por meio da variação da taxa SELIC. As variáveis endógenas são as séries β_t encontradas na regressão de primeiro estágio, as quais representam a sensibilidade dos empréstimos bancários à liquidez do balanço patrimonial dos bancos. Foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Ordinários e, nos casos que apresentaram problemas de correlação serial ou heterocedasticidade, a matriz de correção de erros de Newey-West. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas o choque monetário e uma variável *dummy* de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes dos choques monetários deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez dos bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta estatísticas descritivas de cada regressão estimada. Estão representados o R^2, o R^2 ajustado e os $p - valores$ dos testes de normalidade, correlação serial e heterocedasticidade dos resíduos.

Variável Explicativa	Versão Simples			Versão Múltipla		
	Pequenos	Médios	Grandes	Pequenos	Médios	Grandes
C	-0,050187***	0,007877	0,004261	-0,051746***	0,008348	-0,007367
	(0,0010)	(0,3221)	(0,3213)	(0,0020)	(0,6531)	(0,4421)
SELIC	-0,312590***	-0,073341	-0,105636	-0,229464**	-0,105580	-0,008573
	(0,00400)	(0,13431)	(0,3221)	(0,0121)	(0,3421)	(0,2136)
SELIC(-1)	-0,061727	-0,044082	-1,207609	-0,051580	-0,055548	-1,030151
	(0,2321)	(0,1223)	(0,4132)	(0,14416)	(0,3165)	(0,4523)
SELIC(-2)	-0,093785	-0,135152**	-0,017511	-0,099542	-0,088803	-0,05944
	(0,13451)	(0,00236)	(0,2114)	(0,1208)	(0,3190)	(0,5621)
SELIC(-3)	-0,087142	-0,038590	-0,013530	-0,099965	0,000349	-0,148483
	(0,12315)	(0,3449)	(0,4321)	(0,1261)	(0,5176)	(0,3215)
SELIC(-4)	0,006843	0,032560	0,430776	0,053511	0,036607	0,389172
	(0,2331)	(0,3221)	(0,1321)	(0,1243)	(0,2141)	(0,3462)
SELIC(-5)	0,151992*	0,106809	-0,571759	0,140611	0,126708	-0,539410
	(0,0561)	(0,3212)	(0,3121)	(0,1243)	(0,5186)	(0,4700)
SELIC(-6)	0,038316	0,034759	0,024494	0,000479	0,041176	-0,046955
	(0,2142)	(0,2112)	(0,4721)	(0,4252)	(0,6521)	(0,7270)
SELIC(-7)	0,151099**	0,025190	0,269900	0,141910*	0,061386	0,154522
	(0,0321)	(0,3116)	(0,3121)	(0,0431)	(0,3172)	(0,7360)
SELIC(-8)	0,262159***	0,167167***	-0,027105	0,267599***	0,130544*	0,008428
	(0,0001)	(0,001)	(0,3132)	(0,0001)	(0,0313)	(0,9832)
SELIC(-9)	0,215216***	0,014381	0,057502	0,223045***	-0,009575	0,115919
	(0,0021)	(0,8548)	(0,2121)	(0,0029)	(0,5175)	(0,4156)
SELIC(-10)	0,069931	0,100368***	-0,119308	0,044667	0,099470**	-0,108473
	(0,1818)	(0,0021)	(0,4121)	(0,1854)	(0,0223)	(0,4521)
Dummy real	**0,068641****	0,072328*	0,035402	**0,060613****	0,063021	0,056412
	(0,0230)	(0,0617)	(0,3143)	**(0,031)**	(0,1411)	(0,3213)
PROD_IND				0,006664	-0,009233	0,032441
				(0,2119)	(0,5218)	(0,3212)
PROD_IND(-1)				0,006607	-0,002726	0,040409
				(0,5161)	(0,3273)	(0,1643)
PROD_IND(-2)				-0,015555*	0,011617	-0,018308
				(0,0595)	(0,1678)	(0,5400)
PROD_IND(-3)				0,008372	0,001789	-0,02338
				-0,2128	-0,5472	-0,3212
INFLACAO				0,006537	-0,030897	0,122747
				(0,3284)	(0,2197)	(0,2345)
INFLACAO(-1)				-0,026825	-0,034352	-0,054632
				(0,3293)	(0,447)	(0,3423)
INFLACAO(-2)				-0,023145	-0,009664	0,088193
				(0,3218)	(0,2168)	(0,3212)

continua

Tabela 10: Resultados da regressão de segundo estágio (continuação)

INFLACAO(-3)				-0,033257	-0,057343	0,092534
				(0,2131)	(0,6109)	(0,1756)
(1) Soma coeficientes ϕ_k	**0,315884*** **	**0,132383*** **	-	**0,26118*** **	**0,09947** **	-
	(0,0000)	**(0,0002)**	-	**(0,0031)**	**(0,0123**	-
R^2	0,288494	**0,063902**	0,231067	0,341123	**0,092677**	0,303733
R^2 ajustado	0,211574	**-0,037297**	0,147939	0,213186	**-0,083502**	0,168535
Normality test	0,003108	0	0	0,000565	0	0
Serial Correlation LM test	0,437975	*0,022849*	0,771378	0,604512	*0,057545*	0,506132
White Heteroskedasticity Test	0,432622	0,93322	*0,000000*	0,989238	0,93321	*0,000000*

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k
significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

Painel B – com depósitos compulsórios

Regressão em séries de tempo da resposta da restrição de liquidez dos bancos de diferentes tamanhos a choques monetários contracionistas identificados por meio dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista. As variáveis endógenas são as séries β_t encontradas na regressão de primeiro estágio, as quais representam a sensibilidade dos empréstimos bancários à liquidez do balanço patrimonial dos bancos. Foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Ordinários e, nos casos que apresentaram problemas de correlação serial ou heterocedasticidade, a matriz de correção de erros de Newey-West. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas o choque monetário e uma variável *dummy* de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes dos choques monetários deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez dos bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta estatísticas descritivas de cada regressão estimada. Estão representados o R^2, o R^2 ajustado e os $p-valores$ dos testes de normalidade, correlação serial e heterocedasticidade dos resíduos.

Variável Explicativa	Versão Simples			Versão Múltipla		
	Pequenos	Médios	Grandes	Pequenos	Médios	Grandes
C	-0,038914*	0,017349	-0,009134	-0,045082**	0,008421	-0,028483
	(0,0320)	(0,3497)	(0,5123)	(0,0131)	(0,4584)	(0,4312)
COMPUL	0,288904***	-0,124313	-0,090124	0,274789***	0,167032	-0,055779
	(0,0001)	(0,3231)	(0,3431)	(0,00002)	(0,3212)	(0,9437)
Dummy Real	**0,075041****	0,045563	0,001162	**0,083083****	0,05396	0,04009
	(0,0234)	(0,1248)	(0,3121)	**(0,0348)**	(0,3206)	(0,32348)
PROD_IND				0,011760**	0,004419	0,046697**
				(0,04214)	(0,4532)	(0,0291)
PROD_IND(-1)				0,009629	-0,001285	0,038043*
				(0,2117)	(0,9456)	(0,0436)
PROD_IND(-2)				-0,006488	0,01425	0,005875
				(0,2166)	(0,1121)	(0,5485)
PROD_IND(-3)				0,009982	0,004531	-0,04026**
				(0,3481)	(0,7417)	(0,0323)
INFLACAO				-0,020374	-0,028176	0,129598
				(0,45321)	(0,4303)	(0,1321)
INFLACAO(-1)				-0,032767	-0,032114	-0,085358
				(0,1234)	(0,3245)	(0,2348)
INFLACAO(-2)				-0,038432	0,004146	0,065081
				(0,34211)	(0,5457)	(0,2176)
INFLACAO(-3)				-0,056312**	-0,067966	0,082944
				(0,0325)	(0,2345)	(0,3222)
(1) Soma coeficientes Mt	**0,288904*****	-	-	**0,274789*****	-	-
	0,0000	-	-	**-0,0003**	-	-
R^2	0.097958	0.015923	0.000675	0.150842	0.060995	0.134009

continua

Tabela 10: Resultados da regressão de segundo estágio (continuação)

R^2 ajustado	0.084187	0.000898	-0.014582	0.080079	-0.017256	0.061843
Normality test	0,005929	0	0	0,01007	0	0
Serial Correlation LM test	*0.067021*	0.104610	0.613924	*0.041658*	0.109709	0.429368
White Heteroskedasticity Test	0.835041	0.215876	0.736913	0.945119	0.762954	0.604718

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k
significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

Painel C – Atas do COPOM

Regressão em séries de tempo da resposta da restrição de liquidez dos bancos de diferentes tamanhos a choques monetários contracionistas identificados por meio da leitura das atas do Copom. As variáveis endógenas são as séries β_t encontradas na regressão de primeiro estágio, as quais representam a sensibilidade dos empréstimos bancários à liquidez do balanço patrimonial dos bancos. Foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Ordinários e, nos casos que apresentaram problemas de correlação serial ou heterocedasticidade, a matriz de correção de erros de Newey-West. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas o choque monetário e uma variável *dummy* de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes dos choques monetários deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez dos bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta estatísticas descritivas de cada regressão estimada. Estão representados o R^2, o R^2 ajustado e os $p - valores$ dos testes de normalidade, correlação serial e heterocedasticidade dos resíduos.

Variável Explicativa	Versão Simples			Versão Múltipla		
	Pequenos	Médios	Grandes	Pequenos	Médios	Grandes
C	-0,027436	0,018811	-0,013714	-0,039138*	0,011266	-0,037434
	(0,4132)	(0,2532)	(0,4339)	(0,0436)	(0,3231)	(0,3215)
ATAS	-0,259714***	0,046102	-0,066691	-0,237886***	0,107160*	-0,138916
	(0,0002)	(0,2934)	(0,3232)	(0,0001)	(0,02143)	(0,4271)
ATAS(-1)	0,034866	-0,018037	0,342438	0,065759	-0,012878	0,424099*
	(0,2462)	(0,4649)	(0,2330)	(0,3263)	(0,3202)	(0,0732)
ATAS(-2)	0,1363	0,080533	-0,267891	0,170800**	0,126613	-0,17876
	(0,1240)	(0,2103)	(0,2179)	(0,0114)	(0,1321)	(0,5414)
ATAS(-3)	-0,098442	-0,148815***	0,037723	-0,079195	-0,165405***	0,0203
	(0,1123)	(0,0026)	(0,7805)	(0,1426)	(0,0002)	(0,7250)
Dummy Real	**0,075973***	0,04749	0,00254	**0,083761****	0,045144	0,049475
	(0,0410)	(0,2132)	(0,3447)	**(0,0193)**	(0,2150)	(0,4381)
PROD_IND				0,011442**	0,003564	0,046100**
				(0,0361)	(0,5805)	-0,012
PROD_IND(-1)				0,009506	-0,004617	0,040894**
				(0,1436)	(0,3232)	(0,0357)
PROD_IND(-2)				-0,005871	0,011426	0,004065
				(0,2386)	(0,1321)	(0,7381)
PROD_IND(-3)				0,006337	0,002543	-0,04282**
				(0,3466)	(0,8943)	(0,0186)
INFLACAO				-0,003616	-0,046168	0,110644
				(0,4359)	(0,1732)	(0,2130)
INFLACAO(-1)				-0,019743	-0,058777	-0,102483
				(0,3258)	(0,3221)	(0,1844)
INFLACAO(-2)				-0,048818	-0,016135	0,039305
				(0,3533)	(0,5133)	(0,6112)
INFLACAO(-3)				-0,038608	-0,072672	0,081617
				(0,1220)	(0,3250)	(0,4121)
(1) Soma coeficientes ϕ_k	**-0,259714***	**-0,148815***	-	**-0,067086***	**-0,165405***	-
	(0,0002)	**(0,0006)**	-	**(0,002)**	**(0,0003)**	-

continua

Tabela 10: Resultados da regressão de segundo estágio (continuação)

R^2	0,168096	0,031299	0,02244	0,230582	0,083463	0,160035
R^2 ajustado	0,134819	-0,007449	-0,016662	0,145091	-0,018374	0,066705
Normality test	0,004152	0	0	0,001912	0	0
Serial Correlation LM test	*0,017012*	*0,053206*	0,636091	*0,014242*	*0,084972*	0,523073
White Heteroskedasticity Test	0,250105	0,635553	0,958908	0,958041	0,898618	0,78906

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k
significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

Painel D – Bernanke e Blinder (1992)

Regressão em séries de tempo da resposta da restrição de liquidez dos bancos de diferentes tamanhos a choques monetários contracionistas identificados endogenamente por meio da metodologia de Bernanke e Blinder (1992). As variáveis endógenas são as séries encontradas na regressão de primeiro estágio, as quais representam a sensibilidade dos empréstimos bancários à liquidez do balanço patrimonial dos bancos. Foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Ordinários e, nos casos que apresentaram problemas de correlação serial ou heterocedasticidade, a matriz de correção de erros de Newey-West. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas o choque monetário e uma variável *dummy* de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes dos choques monetários deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez dos bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta estatísticas descritivas de cada regressão estimada. Estão representados o R^2, o R^2 ajustado e os $p - valores$ dos testes de normalidade, correlação serial e heterocedasticidade dos resíduos.

Variável Explicativa	Versão Simples			Versão Múltipla		
	Pequenos	Médios	Grandes	Pequenos	Médios	Grandes
C	-0,042837**	0,015153	-0,019922	-0,042167**	0,015913	-0,021127
	(0,0324)	(0,43212)	(0,3219)	(0,0171)	(0,3132)	(0,7135)
SELIC_END	-0,202835**	0,029632	-0,114988	-0,167797	-0,011295	-0,07222
	(0,0184)	(0,1243)	(0,2134)	(0,1830)	(0,7321)	(0,6333)
SELIC_END(-1)	-0,214029	-0,042554	-1,652068	-0,222709*	-0,073419	-1,53307
	(0,2180)	(0,2372)	(0,2132)	(0,0757)	(0,21211)	(0,2451)
SELIC_END(-2)	-0,197312***	-0,208052***	-0,028012	-0,225585*	-0,166257	0,009727
	(0,0000)	(0,1334)	(0,9118)	(0,0750)	(0,1632)	(0,7553)
SELIC_END(-3)	-0,083627	0,032271	-0,038309	-0,099678	0,121682	-0,225156**
	(0,1467)	(0,4123)	(0,3221)	(0,4313)	(0,43801)	(0,0251)
SELIC_END(-4)	-0,016518	0,041269	0,744283**	0,053476	0,076287	0,623758
	(0,6633)	(0,8213)	(0,0260)	(0,7253)	(0,5805)	(0,1857)
SELIC_END(-5)	0,173795***	0,10125	-0,044628	0,125542	0,103922	-0,039932
	(0,0055)	(0,3231)	(0,2334)	(0,1832)	(0,5443)	(0,5543)
SELIC_END(-6)	-0,047654	-0,178794***	-0,030979	-0,047448	-0,157930**	-0,107444
	(0,9120)	(0,0021)	(0,3221)	(0,7618)	(0,0481)	(0,1345)
SELIC_END(-7)	0,196574**	0,118918	-0,088081*	0,191482**	0,113392	-0,029579
	(0,0431)	(0,1921)	(0,0632)	(0,0214)	(0,1236)	(0,7932)
SELIC_END(-8)	0,235654***	0,102155*	0,063157	0,267055***	0,111157	0,017258
	(0,0021)	(0,0678)	(0,3265)	(0,0021)	(0,1540)	(0,5162)
SELIC_END(-9)	0,045699	-0,072576	0,208642	0,046038	-0,079775	0,257739
	(0,2343)	(0,5498)	(0,2123)	(0,3291)	(0,4876)	(0,2429)
SELIC_END(-10)	0,030905	-0,052152	-0,036346	0,024184	-0,083516	-0,047047
	(0,4258)	(0,6850)	(0,3424)	(0,8212)	(0,4437)	(0,8987)
Dummy Real	**0,077890****	0,078534	0,068594	**0,069883****	0,06591	0,081825
	(0,034)	(0,1480)	(0,1717)	**(0,041)**	(0,4343)	(0,1431)
PROD_IND				0,004173	-0,009197	0,013849
				(0,6832)	(0,6720)	(0,5147)
PROD_IND(-1)				0,002169	-0,006159	0,030778

continua

Tabela 10: Resultados da regressão de segundo estágio (continuação)

				(0,9164)	(0,7131)	(0,3115)
PROD_IND(-2)				-0,018645**	0,013608	-0,012286
				(0,0351)	(0,6587)	(0,4837)
PROD_IND(-3)				0,010661	0,004459	-0,030252*
				(0,5383)	(0,8650)	(0,0786)
INFLACAO				0,014796	-0,02111	0,187482**
				(0,7671)	(0,7111)	(0,0120)
INFLACAO(-1)				-0,004408	-0,026502	-0,087097
				(0,7976)	(0,8479)	(0,2072)
INFLACAO(-2)				(0,041906	-0,036141	0,064529
				(0,2234)	(0,4381)	(0,3301)
INFLACAO(-3)				-0,041394	-0,062223	0,055002
				(0,3219)	(0,6198)	(0,1690)
(1) Soma coeficientes ϕ_k	**0,205876***	**-0,386846***	**0,744283****	**0,458537***	**-0,157930****	**-0,225156****
	(0,0000)	**(0,0003)**	**(0,0260)**	**(0,0011)**	**(0,0471)**	**(0,0232)**
R^2	0,23692	**0,083594**	0,280894	0,308241	**0,115488**	0,353807
R^2 ajustado	0,154424	**-0,01548**	0,203153	0,173919	**-0,05626**	0,228333
Normality test	0,000154	0,000000	0,000000	0,001813	0,000000	0,000000
Serial Correlation LM test	0,502519	*0,035838*	0,407303	0,5573	*0,091561*	0,482153
White Heteroskedasticity Test	*0,015994*	0,883654	*0,000000*	0,937791	0,810262	*0,000000*

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k
significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

O Painel A da Tabela 10 explicita os resultados encontrados quando o choque de Política Monetária é identificado pela variação da taxa SELIC. Como se pode observar, no caso dos bancos pequenos, a soma dos coeficientes ϕ_k é estatisticamente significativa e apresenta valor positivo nas versões simples (0,315884 e p-valor igual a 0) e múltipla (0,26118 e p-valor igual a 0,0031). Além disso, os valores de R^2 e R^2 ajustado (0,28 e 0,21, respectivamente, na versão simples) para essa classe de bancos são os maiores, o que indica que os choques monetários da SELIC explicam maior parte da variação na oferta de empréstimos dos menores bancos da amostra. Esse resultado confirma a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil. Isso, pois o valor positivo dos coeficientes pode ser interpretado como um aumento da restrição de liquidez dos bancos em resposta aos choques monetários identificados.

Em relação aos bancos médios, a soma dos coeficientes ϕ_k é estatisticamente significativa e apresenta sinal positivo (0,132383 com p-valor igual a 0,0002 na versão simples e 0,09947 com p-valor igual a 0,0123 na múltipla). Todavia, os baixos valores de R^2 e R^2 ajustado (0,06 e -0,03, respectivamente, na versão simples) observados dão indícios de que os choques na SELIC não são muito relevantes em explicar a variação na restrição de liquidez dessa classe de bancos. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de bancos médios terem maior acesso a outras formas de financiamento que os pequenos. Isso tende a minimizar o impacto de contrações monetárias sobre a oferta de crédito dessas instituições. Dessa forma, esse resultado não prejudica a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil.

Os bancos grandes, por sua vez, não apresentam coeficientes estatisticamente significativos. Esse resultado era esperado para essa categoria, pois uma das hipóteses do modelo é que esses bancos têm acesso a outras formas de financiamento. Assim, mesmo que uma contração monetária propicie a redução na disponibilidade de depósitos à vista dos bancos grandes, sua oferta de empréstimos não é significativamente afetada.

A variável *dummy* Real apresentou coeficiente significativo apenas para bancos pequenos. Esse coeficiente tem valor positivo nas versões simples (0,068641 e p-valor igual a 0,0180) e múltipla (0,060613 e p-valor igual a 0,0230), o que dá indícios de que a restrição de liquidez dos bancos pequenos era maior durante a primeira fase do Plano Real. Em relação às variáveis macroeconômicas utilizadas na versão múltipla, nenhuma apresentou coeficiente significativo a um nível de confiança de 95%. Esse resultado sugere que não há outros choques externos afetando a restrição de liquidez dos bancos no período estudado.

O Painel B da Tabela 10 apresenta os resultados da regressão de segundo estágio com choques monetários identificados por alterações nas alíquotas dos depósitos compulsórios. Os coeficientes ϕ_k dos bancos pequenos são estatisticamente significativos e positivos nas versões simples (0,288904 e p-valor igual a 0,0001) e múltipla (0,274789 e p-valor igual a 0,0002). Esses coeficientes dão indícios de que a restrição de liquidez dos menores bancos da amostra aumenta em resposta a elevações nas alíquotas dos compulsórios sobre depósitos à vista. Já os bancos médios e grandes não apresentaram coeficientes ϕ_k significativos. Isso sugere que, no período estudado, variações nos compulsórios não afetaram a restrição de liquidez e, conseqüentemente, a oferta de empréstimos dessas classes de bancos. Os resultados encontrados corroboram a existência de um canal de empréstimos bancários ativo no Brasil por meio de choques nos compulsórios.

A Tabela 10 Painel C apresenta os resultados encontrados quando a leitura das atas do Copom foi utilizada para identificar choques monetários. No caso dos bancos grandes, os coeficientes encontrados não são estatisticamente significativos, o que indica que sua oferta de crédito não é afetada por esse choque monetário contracionista.

Os bancos pequenos e médios, por sua vez, apresentam coeficientes significativos e com sinal negativo nas versões simples e múltipla, o que sugere o relaxamento das restrições de liquidez desses bancos após os choques identificados pelas atas do Copom. Esse resultado vai de encontro ao esperado e indica que o canal de empréstimos bancários não é relevante na transmissão da Política Monetária brasileira.

Uma possível explicação para o resultado encontrado quando M_t é definido por meio da leitura das atas do Copom é a subjetividade dessa forma de identificação dos choques monetários. Como explicitado no capítulo 2, esse método de identificação representa a "visão narrativa" de mensurar Política Monetária. Dessa forma, períodos de choque interpretados como fortemente contracionistas podem não corresponder aos momentos em que os bancos sofreram maior corte em suas fontes de financiamento asseguradas.

A Tabela 10 Painel D mostra os resultados quando identificamos o choque contracionista de forma endógena. Como se pode observar, no caso dos bancos pequenos, a soma dos coeficientes ϕ_k é estatisticamente significativa e apresenta valor positivo nas versões simples (0,20 e p-valor igual a 0,0) e múltipla (0,45 e p-valor igual a 0,0011). Este resultado confirma a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil. Isso, pois o valor positivo dos coeficientes pode ser interpretado como um aumento da restrição de liquidez dos bancos em resposta aos choques monetários identificados.

Em relação aos bancos médios, a soma dos coeficientes ϕ_k é estatisticamente significativa e apresenta sinal negativo (-0,36 com p-valor igual a 0,0003 na versão simples e –0,15 com p-valor igual a 0,0471 na múltipla). Este resultado pode ser explicado pelo fato de bancos médios terem maior acesso a outras formas de financiamento que os pequenos. Isso tende a minimizar o impacto de contrações monetárias sobre a oferta de crédito dessas instituições. Dessa forma, esse resultado não prejudica a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil.

Os bancos grandes, por sua vez, apresentam coeficientes estatisticamente significativos apenas na versão simples. Esse resultado era esperado para essa categoria, pois uma das hipóteses do modelo é que esses bancos têm acesso a outras formas de financiamento. Assim, mesmo que uma contração monetária propicie a redução na disponibilidade de depósitos à vista dos bancos grandes, sua oferta de empréstimos não é significativamente afetada.

A variável dummy Real apresentou coeficiente significativo apenas para bancos pequenos. Esse coeficiente tem valor positivo nas versões simples (0,077 e p-valor igual a 0,034) e múltipla (0,069 e p-valor igual a 0,041), o que dá indícios de que a restrição de liquidez dos bancos pequenos era maior durante a primeira fase do Plano Real. Nenhuma variável macroeconômica utilizada na versão múltipla apresentou coeficiente significativo a um nível de confiança de 95%. Esse resultado sugere que não há outros choques externos afetando a restrição de liquidez dos bancos no período estudado.

É importante observar que, para os quatro choques utilizados, na maioria dos casos a soma dos coeficientes ϕ_k dos bancos grandes não foi estatisticamente significativa. Esses resultados sugerem que choques monetários contracionistas não afetam significativamente a oferta de empréstimos desses bancos. No entanto, esse resultado já era esperado e confirma a hipótese de que esses bancos têm acesso a outras formas de financiamento.

A variável *dummy* inserida no segundo estágio apresenta, nos três choques monetários, coeficiente estatisticamente significativo, a um nível de significância de 5%, e com valor positivo apenas para os bancos pequenos. Como esta variável representa a primeira fase do Plano Real, esse resultado sugere que, para os bancos pequenos, a restrição de liquidez era naturalmente maior nesse período. Em outras palavras, o canal de empréstimos bancários era mais relevante durante a primeira fase do Plano Real.

Em relação às variáveis macroeconômicas inseridas na versão múltipla[18], não há indícios de que elas sejam relevantes em determinar a reação dos empréstimos bancários às contrações monetárias. Como se pode observar nas Tabelas 12, 13 e 14, os resultados encontrados pelas versões simples e múltipla da regressão de segundo estágio não são significativamente diferentes. Isso sugere que não há outros efeitos, como choques de capital ou macroeconômicos, que influenciam os resultados encontrados.

É importante ressaltar que os resultados encontrados por meio da estimação de dois estágios são robustos em relação à variável de crédito utilizada. Isso, pois, além de utilizar a variável de crédito livre, foi também utilizado o crédito total na regressão de primeiro estágio. Os resultados encontrados não apresentam diferenças significativas, o que confirma as estimações apresentadas acima.

O modelo de dois estágios pode apresentar alguns problemas. O fato de a variável B_{it}, que representa a liquidez do balanço patrimonial do banco, ser endógena pode viesar os β_t estimados por Mínimos Quadrados Ordinários. No entanto, Kashyap e Stein (2000) argumentam que, como o interesse está na correlação entre β_t e o indicador de Política Monetária escolhido (M_t), e não no nível de β_t, esse problema não contamina o modelo.

Outro possível problema da estimação em dois estágios é a perda potencial de informação estatística. Para corrigir esse problema, pode-se utilizar um teste de robustez baseado em uma estimação de dados em painel (Kashyap e Stein, 2000), o que será realizado no próximo capítulo.

Em síntese, os resultados encontrados por meio da estimação em dois estágios sugerem a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil. Ao utilizar os choques identificados por meio da SELIC, indicador de Política Monetária mais utilizado na literatura sobre o canal de crédito, e dos compulsórios foram encontrados indícios que corroboram a existência desse canal de transmissão monetária no país. Essa conclusão deve prevalecer, mesmo ao considerar que os resultados com atas do Copom não confirmam a existência do canal.

5. Estimação em Painel

Para testar a robustez dos resultados encontrados acima utilizando o método de dois estágios, vamos utilizar estimações em painéis, representadas pelas equações (3) e (3)' abaixo:

[18] A versão múltipla da regressão de segundo estágio foi rodada com as duas variáveis macroeconômicas simultaneamente e com cada uma em separado, não apresentando diferenças significativas.

$$\Delta \ln(L_{it}) = \rho_i + \sum_{q=1}^{3} \alpha_q \Delta \ln(L_{it-q}) + B_{it-1}(\eta + \sum_{k=0}^{n} \phi_k M_{t-k} * P_i) + \chi R_t + \delta P_i + \sum_{k=0}^{n} \lambda_k M_{t-k} + a_i + \upsilon_{it} \quad (3)$$

$$\Delta \ln(L_{it}) = \rho_i + \sum_{q=1}^{3} \alpha_q \Delta \ln(L_{it-q}) \chi R_t + \delta P_i + \sum_{k=0}^{n} \lambda_k M_{t-k} + \sum_{j=0}^{3} \sigma_j \Delta PIB_{t-j} + \sum_{j=0}^{3} \rho_j \Delta \pi_{t-j} + B_{it-1}(\eta + \sum_{k=0}^{n} \phi_k M_{t-k} * P_i + \sum_{j=o}^{3} \gamma_j \Delta PIB_{t-j} + \sum_{j=0}^{3} \varphi_j \Delta \pi_{t-j}) + a_i + \upsilon_{it} \quad (3')$$

Os painéis estimados são baseados nas versões simples e múltipla do modelo de dois estágios. Estamos considerando um painel de feitos aleatórios, visto que adicionamos uma variável *dummy* de controle para os bancos pequenos da amostra. Este fato impossibilita a utilização de painel com efeitos fixos.[19] A utilização do Método de Momentos Generalizados (GMM) é justificada pela adição de defasagens da variável dependente como variáveis explicativas nas equações estimadas como mostra Hsiao (2003). Os painéis são estimados assumindo que existe correlação contemporânea entre os cortes transversais. Assim, é utilizado o método de ponderação de corte transversal de White nas estimações, que corrige para os casos de heterocedasticidade.

Um problema a ser resolvido nas estimações em painel propostas é a endogeneidade das variáveis explicativas de crédito livre defasadas. Para isso, foram utilizados instrumentos para as três defasagens da variável dependente. Os instrumentos selecionados nessa pesquisa foram o produto industrial defasado e os choques nas alíquotas dos recolhimentos compulsórios defasados. A seleção desses instrumentos se deve ao fato de que economicamente eles devem estar correlacionados à oferta de crédito livre defasada, mas não aos resíduos da estimação. Esses instrumentos são utilizados para eliminar a correlação entre as variáveis explicativas e os resíduos.

É utilizada a amostra completa nas estimações em painel, e não dividida por classe de tamanho de banco. Para controlar a análise para os bancos pequenos, que, por hipótese, não têm acesso irrestrito a formas de financiamento substitutas aos depósitos à vista, foi adicionada uma variável *dummy* que identifica esses bancos (P_i).

[19] Ver Wooldridge (2002) ou Hsiao (2003).

A primeira equação a ser estimada tem como base a versão simples do modelo de dois estágios. A variável dependente é a variação logarítmica do crédito livre. Como variáveis explicativas temos três defasagens da variável dependente, adicionadas por conta da inércia existente na série de empréstimos bancários. O índice de liquidez do balanço patrimonial dos bancos defasado em um período (B_{it-1}) é inserido na equação sozinho e interagindo com os choques monetários e suas defasagens. Duas dummies são utilizadas como variáveis independentes, uma que identifica a primeira fase do Plano Real (R_t) e outra que controla a amostra para os bancos pequenos (P_i). Por último temos os choques monetários individualmente (M_t). Dessa forma, temos a seguinte equação:

Assim como no modelo de dois estágios, também é estimada uma versão múltipla do painel acima descrito. Essa versão inclui, além das variáveis explicativas da versão simples, os valores contemporâneos mais três defasagens da variação do produto industrial (PIB_t) e da inflação (π_t). Essas variáveis aparecem tanto isoladas quanto interagindo com a variável de liquidez. A equação a ser estimada na versão múltipla é:

O objetivo de estimar essa versão múltipla é identificar outros choques, como de capital, que possam ter influenciado a restrição de liquidez dos bancos, e conseqüentemente sua oferta de empréstimos, no período observado.

Os principais coeficientes a serem observados nos painéis são os ϕ_k, que representam o efeito marginal da interação entre liquidez e choque monetário sobre os empréstimos bancários dos bancos pequenos $(B_{it-1} * \sum_{k=0}^{n} M_{t-k} * P_i)$. Para que exista um canal de empréstimos bancários ativo no Brasil, ϕ_k deve ser positivo e estatisticamente significativo. Isso, pois esse canal está ativo se um choque monetário contracionista aumentar a restrição de liquidez dos bancos. O que força esses a reduzirem seu nível de empréstimos caso não possam substituir suas fontes de financiamento em queda, já que uma contração monetária reduz a disponibilidade de depósitos à vista aos bancos.

5.1 Resultados

A Tabela 11 Painéis A a D apresentam os resultados encontrados por meio da estimação em painel. Nelas estão representados os coeficientes estimados para cada variável explicativa e seus respectivos p-valores. O principal resultado a ser observado é a soma dos coeficientes ϕ_k significativos a 5%. Essa soma representa o efeito marginal total da interação entre a liquidez dos bancos e os choques de Política Monetária sobre os empréstimos dos bancos pequenos. Isso permite testar diretamente a robustez dos resultados encontrados por meio do modelo de dois estágios.

Tabela 11: Resultados da estimação em painel

Painel A – com choque SELIC

Estimação em painel do comportamento dos empréstimos bancários após choques monetários contracionistas identificados pela variação da SELIC. A amostra utilizada contém 293 bancos e o período observado é de julho de 1994 a dezembro de 2005. Foi utilizado o Método de Momentos Generalizados (GMM) com efeitos fixos Arelano-Bond. Para corrigir problemas de heterocedasticidade é utilizado o método de ponderação White cross-section. A variável endógena das regressões é o logaritmo da variação da oferta de crédito livre dos bancos. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas defasagens da variável dependente, o índice de liquidez representativo do balanço patrimonial dos bancos, o choque monetário, a interação entre o choque monetário e a liquidez dos bancos pequenos e uma variável dummy de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes da interação entre choques monetários e a liquidez dos bancos pequenos deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez desses bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta o R^2 e o R^2 ajustado das regressões.

Variável Explicativa	Versão Simples	Versão Múltipla
C	-0,3273*	-0,066122**
	(0,04)	(0,0231)
CREDITO(-1)	0,432013	0,220442
	(0,145)	(0,1208)
CREDITO(-2)	0,25863	0,580221
	(0,3876)	(0,1227)
CREDITO(-3)	0,41407*	0,65994**
	(0,0811)	(0,0567)
LIQUIDEZ(-1)	0,17025**	0,045979*
	(0,0214)	(0,0200)
SELIC*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,144179	-0,124966
	(0,1224)	(0,10232)
SELIC(-1)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,09437	0,013465
	(0,1657)	(0,1490)
SELIC(-2)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,24465	-0,046497
	(0,16)	(0,02843)
SELIC(-3)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,05678	-0,045971
	(0,4253)	(0,096511)
SELIC(-4)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,125613	-0,0204
	(0,3645)	(0,24091)
SELIC(-5)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,062146	0,0760905
	(0,3243)	(0,45202)
SELIC(-6)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,1234	-0,0655903
	(0,41)	(0,1413)
SELIC(-7)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,1234***	0,1563941***
	(0,001)	(0,0001)
SELIC(-8)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,18754**	0,164550**
	(0,021)	(0,0204)
SELIC(-9)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,041766	0,049689

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

	(0,67876)	(0,5452)
SELIC(-10)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,158593	-0,128424
	(0,4751)	(0,2838)
SELIC	-0,03191	-0,023927
	(0,4625)	(0,8740)
SELIC(-1)	-0,07605	-0,034882
	(0,59)	(0,5923)
SELIC(-2)	-0,024383**	-0,018432
	(0,0465)	(0,5679)
SELIC(-3)	-0,028231	0,016407
	(0,5858)	(0,7832)
SELIC(-4)	0,033655	0,0265607
	(0,4612)	(0,5342)
SELIC(-5)	0,0219897	0,043777
	(0,8932)	(0,9721)
SELIC(-6)	0,01215	0,028228
	(0,5722)	(0,3830
SELIC(-7)	-0,029359	-0,0348732
	(0,1643)	(0,144)
SELIC(-8)	-0,035498**	-0,031817*
	(0,0354)	(0,0945)
SELIC(-9)	-0,002366	-0,016244
	(0,9588)	(0,78927)
SELIC(-10)	0,05921	0,052889*
	(0,2516)	(0,0756)
PEQUENOS	-0,006736	-0,0162
	(0,6242)	(0,076)
Dummy real	0,023067	0,004388
	(0,4573)	(0,512)
PROD_IND*LIQUIDEZ(-1)		0,021853**
		(0,0183)
PROD_IND(-1)*LIQUIDEZ(-1)		-0,010435
		(0,2642)
PROD_IND(-2)*LIQUIDEZ(-1)		-0,0145602
		(0,1824)
PROD_IND(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,015452
		(0,4178)
INFLACAO*LIQUIDEZ(-1)		0,034036
		(0,7670)
INFLACAO(-1)*LIQUIDEZ(-1)		0,016997
		(0,6548)
INFLACAO(-2)*LIQUIDEZ(-1)		0,0468
		(0,12247)
INFLACAO(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,025059
		(0,1432)
PROD_IND		-0,002769
		(0,4584)
PROD_IND(-1)		0,005271
		(0,4376)
PROD_IND(-2)		0,003041
		(0,197)
PROD_IND(-3)		0,001065
		(0,6184)
INFLACAO		-0,025574*
		(0,0926)

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

INFLACAO(-1)		0,006996
		(0,6750)
INFLACAO(-2)		-0,020768
		(0,1806)
INFLACAO(-3)		0,001661
		(0,9979)
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k	**0,130000*** **	**-0.127**
	(0,0032)	**(0,41)**
R-squared	0,323102	0,4954
Adjusted R-squared	0,440232	0,4554

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.

(1) Soma dos coeficientes.

significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

Painel B – com depósitos compulsórios

Estimação em painel do comportamento dos empréstimos bancários após choques monetários contracionistas identificados pela variação na alíquota dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista. A amostra utilizada contém 293 bancos e o período observado é de julho de 1994 a dezembro de 2005. Foi utilizado o Método de Momentos Generalizados (GMM) com efeitos variáveis.. Para corrigir problemas de heterocedasticidade é utilizado o método de ponderação White cross-section. A variável endógena das regressões é o logaritmo da variação da oferta de crédito livre dos bancos. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas defasagens da variável dependente, o índice de liquidez representativo do balanço patrimonial dos bancos, o choque monetário, a interação entre o choque monetário e a liquidez dos bancos pequenos e uma variável dummy de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes da interação entre choques monetários e a liquidez dos bancos pequenos deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez desses bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta o R2 e o R2 ajustado das regressões.

Variável Explicativa	Versão Simples	Versão Múltipla
C	-0,028725*	-0,028524*
	(0,0911)	(0,0711)
CREDITO(-1)	-0,496243	-0,108895
	(0,4656)	(0,8142)
CREDITO(-2)	0,096537	0,458455
	(0,8436)	(0,3031)
CREDITO(-3)	0,403953	0,480665***
	(0,2724)	(0,0011)
LIQUIDEZ(-1)	0,036339	0,045199
	(0,3645)	(0,1229)
COMPULSORIO*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,188013	-0,076255
	(0,3856)	(0,6374)
COMPULSORIO	0,046062	0,013129
	(0,3050)	(0,6829)
PEQUENO	-0,008394	-0,000953

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

	(0,5600)	(0,9177)
Dummy Real	0,012299	0,002974
	(0,2510)	(0,5326)
PROD_IND*LIQUIDEZ(-1)		0,012517
		(0,2184)
PROD_IND(-1)*LIQUIDEZ(-1)		-0,006359
		(0,6836)
PROD_IND(-2)*LIQUIDEZ(-1)		-0,011234
		(0,2443)
PROD_IND(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,003715
		(0,6437)
INFLACAO*LIQUIDEZ(-1)		-0,002879
		(0,9451)
INFLACAO(-1)*LIQUIDEZ(-1)		0,006593
		(0,8841)
INFLACAO(-2)*LIQUIDEZ(-1)		0,027562
		(0,4562)
INFLACAO(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,032345
		(0,4088)
PROD_IND		-0,001832
		(0,5454)
PROD_IND(-1)		0,003084
		(0,5024)
PROD_IND(-2)		0,003155
		(0,2126)
PROD_IND(-3)		0,000897
		(0,7388)
INFLACAO		-0,012373
		(0,4340)
INFLACAO(-1)		0,002022
		(0,8829)
INFLACAO(-2)		-0,010803
		(0,2652)
INFLACAO(-3)		-0,001914
		(0,8873)
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k	-	-
	-	-
R-squared	-0,227856	-0,279417
Adjusted R-squared	-0,228283	-0,280755

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k
significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

Painel C – com choque atas do Copom

Estimação em painel do comportamento dos empréstimos bancários após choques monetários contracionistas identificados pela leitura das atas de reuniões do Copom. A amostra utilizada contém 293 bancos e o período observado é de julho de 1994 a dezembro de 2005. Foi utilizado o Método de Momentos Generalizados (GMM) com efeitos variáveis.. Para corrigir problemas de heterocedasticidade é utilizado o método de ponderação White cross-section. A variável endógena das regressões é o logaritmo da variação da oferta de crédito livre dos bancos. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas defasagens da variável dependente, o índice de liquidez representativo do balanço patrimonial dos bancos, o choque monetário, a interação entre o choque monetário e a liquidez dos bancos pequenos e uma variável dummy de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes da interação entre choques monetários e a liquidez dos bancos pequenos deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez desses bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta o R2 e o R2 ajustado das regressões.

Variável Explicativa	Versão Simples	Versão Múltipla
C	-0,010847	-0,021094
	(0,4309)	-0,1171
CREDITO(-1)	-0,461049	-0,06893
	(0,4187)	(0,8930)
CREDITO(-2)	0,165342	0,407609
	(0,6568)	(0,3729)
CREDITO(-3)	0,344006	0,423361***
	(0,1073)	(0,0047)
LIQUIDEZ(-1)	0,024919	0,037672*
	(0,2247)	(0,0809)
ATAS*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,141364*	-0,093571
	(0,0524)	(0,1425)
ATAS(-1)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,073719	-0,055758
	(0,4643)	(0,5349)
ATAS(-2)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,037218	0,015579
	(0,7003)	(0,8718)
ATAS(-3)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,064338	-0,064872
	(0,3658)	(0,3543)
ATAS	-0,004228	-0,013458
	(0,8464)	(0,5769)
ATAS(-1)	0,021512	0,035534
	(0,4359)	(0,1834)
ATAS(-2)	0,013553	-0,007119
	(0,6893)	(0,8388)
ATAS(-3)	-0,023471	-0,017631
	(0,3917)	(0,5263)
PEQUENO	-0,000483	0,001117
	(0,9307)	(0,8511)
Dummy Real	-0,005726	-0,000571
	(0,4377)	(0,9253)

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

PROD_IND*LIQUIDEZ(-1)		0,012597
		(0,1957)
PROD_IND(-1)*LIQUIDEZ(-1)		-0,007455
		(0,6284)
PROD_IND(-2)*LIQUIDEZ(-1)		-0,010016
		(0,3093)
PROD_IND(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,004044
		(0,6048)
INFLACAO*LIQUIDEZ(-1)		-0,000204
		(0,9957)
INFLACAO(-1)*LIQUIDEZ(-1)		0,011241
		(0,7959)
INFLACAO(-2)*LIQUIDEZ(-1)		0,031436
		(0,3777)
INFLACAO(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,040707
		(0,2757)
PROD_IND		-0,002416
		(0,4056)
PROD_IND(-1)		0,003208
		(0,4899)
PROD_IND(-2)		0,002881
		(0,2964)
PROD_IND(-3)		0,000476
		(0,8525)
INFLACAO		-0,011779
		(0,4111)
INFLACAO(-1)		0,000864
		(0,9475)
INFLACAO(-2)		-0,012891
		(0,1555)
INFLACAO(-3)		-0,002031
		(0,8747)
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k	-	-
	-	-
R-squared	-0,190914	-0,203627
Adjusted R-squared	-0,191641	-0,205202

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k
significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

Painel D – com choque Bernanke e Blinder (1992)

Estimação em painel do comportamento dos empréstimos bancários após choques monetários contracionistas identificados endogenamente utilizando a metodologia Bernanke e Blinder (1992). A amostra utilizada contém 293 bancos e o período observado é de julho de 1994 a dezembro de 2005. Foi utilizado o Método de Momentos Generalizados (GMM) com efeitos variáveis Para corrigir problemas de heterocedasticidade é utilizado o método de ponderação White cross-section. A variável endógena das regressões é o logaritmo da variação da oferta de crédito livre dos bancos. A variável de choque monetário tem valor igual a um nos períodos identificados como choques contracionistas e zero nos demais. São estimadas duas versões da regressão proposta. A primeira, denominada simples, apresenta como variáveis explicativas defasagens da variável dependente, o índice de liquidez representativo do balanço patrimonial dos bancos, o choque monetário, a interação entre o choque monetário e a liquidez dos bancos pequenos e uma variável dummy de controle para a primeira fase do Plano Real. Na versão múltipla são acrescidas variáveis macroeconômicas (produto industrial e inflação) no lado direito da equação. A versão múltipla é estimada com a finalidade de testar se há outros choques afetando a oferta de empréstimos bancários no período, se os coeficientes desses choques forem estatisticamente significativos esses choques existem. Para que os resultados caracterizem um canal de empréstimos bancários ativo, a soma dos coeficientes da interação entre choques monetários e a liquidez dos bancos pequenos deve ser estatisticamente significativa e apresentar valor positivo. Isso indica que a restrição de liquidez desses bancos aumenta em resposta a contrações monetárias. Abaixo dos coeficientes encontrados para cada variável explicativa estão, entre parêntesis, seus respectivos p-valores. A tabela também apresenta o R2 e o R2 ajustado das regressões.

Variável Explicativa	Versão Simples	Versão Múltipla
C	-0,019229	-0,027535
	(0,4815)	(0,3743)
CREDITO(-1)	1,203966**	1,093265
	(0,0413)	(0,1371)
CREDITO(-2)	-1,291477***	-0,224393
	0,00000	(0,7403)
CREDITO(-3)	0,13501	0,456273
	(0,6449)	(0,3470)
LIQUIDEZ(-1)	0,044901	0,044454
	(0,3745)	(0,2976)
SELICEND*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,126891	0,210065
	(0,9286)	(0,8488)
SELICEND(-1)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,55632	-0,016372
	(0,6761)	(0,9874)
SELICEND(-2)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,137846	-0,204838
	(0,3953)	(0,1432)
SELICEND(-3)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,033246	0,023981
	(0,6630)	(0,8819)
SELICEND(-4)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,102537	-0,071502
	(0,1239)	(0,2884)
SELICEND(-5)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,125296	0,196178
	(0,1587)	(0,2597)
SELICEND(-6)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,270153	-0,125364
	(0,2903)	(0,5164)
SELICEND(-7)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,112541	0,200028
	(0,3171)	(0,0161)**
SELICEND(-8)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,051794	0,00097
	(0,5687)	(0,9898)
SELICEND(-9)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	0,202383***	0,148827

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

	(0,0001)	(0,1687)
SELICEND(-10)*LIQUIDEZ(-1)*PEQ	-0,03425	-0,27229
	(0,9396)	(0,4747)
SELICEND	-0,02247	-0,12062
	(0,9752)	(0,8363)
SELICEND(-1)	0,386	0,083045
	(0,5673)	(0,8823)
SELICEND(-2)	0,024708	0,035378
	(0,6518)	(0,6403)
SELICEND(-3)	0,019939	0,029062
	(0,6393)	(0,6704)
SELICEND(-4)	0,011553	0,012598
	(0,7706)	(0,7924)
SELICEND(-5)	-0,006921	0,000079
	(0,8908)	(0,9990)
SELICEND(-6)	-0,00412	-0,035148
	(0,9448)	(0,4632)
SELICEND(-7)	0,056942	0,011334
	(0,1803)	(0,7276)
SELICEND(-8)	-0,052681	-0,033681
	(0,3063)	(0,4299)
SELICEND(-9)	0,004477	-0,000018
	(0,9158)	(0,9995)
SELICEND(-10)	-0,006436	0,061215
	(0,9753)	(0,6780)
PEQUENOS	0,003945	0,000698
	(0,8184)	(0,9656)
Dummy Real	-0,014272	-0,000474
	(0,6377)	(0,9890)
PROD_IND*LIQUIDEZ(-1)		0,027806
		(0,4396)
PROD_IND(-1)*LIQUIDEZ(-1)		-0,033609
		(0,1120)
PROD_IND(-2)*LIQUIDEZ(-1)		0,000505
		(0,9815)
PROD_IND(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,008634
		(0,4744)
INFLACAO*LIQUIDEZ(-1)		0,011726
		(0,8450)
INFLACAO(-1)*LIQUIDEZ(-1)		0,033098
		(0,5714)
INFLACAO(-2)*LIQUIDEZ(-1)		-0,003444
		(0,9517)
INFLACAO(-3)*LIQUIDEZ(-1)		0,009868
		(0,8361)
PROD_IND		-0,003316
		(0,8924)
PROD_IND(-1)		0,011415
		(0,4004)
PROD_IND(-2)		0,002356
		(0,7868)
PROD_IND(-3)		-0,000025
		(0,9944)
INFLACAO		-0,02264
		(0,5408)

continua

Tabela 11: Resultados da estimação em painel (continuação)

INFLACAO(-1)		0,003768
		(0,8541)
INFLACAO(-2)		-0,016414
		(0,4126)
INFLACAO(-3)		0,013053
		(0,5089)
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k	**0,202383*** **	**0,200028** **
	(0,0001)	**(0,0161)**
R-squared	**-3,18843**	**-1,43888**
Adjusted R-squared	**-3,19375**	**-1,44375**

*/**/*** denotam coeficientes significativos a 10/5/1%.
(1) Soma dos coeficientes ϕ_k
significativos a 5% e seus respectivos Prob(F-statistic) no teste de Wald.

A Tabela 11 Painel A apresenta os resultados encontrados por meio da estimação em painel quando utilizados os choques na SELIC. Como se pode observar, os resultados encontrados para os coeficientes ϕ_k são similares aos da estimação em dois estágios. A soma desses coeficientes foi significativa e apresentou valor positivo tanto na versão simples (0,288920 com p-valor igual a 0,0003) quanto na múltipla (0,308491 e p-valor igual a 0,0001). Esse resultado confirma a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil. Isso, pois o coeficiente positivo pode ser interpretado como um aumento da restrição de liquidez dos bancos pequenos em períodos de choques monetários.

Outros resultados relevantes apresentados no Painel A da Tabela 11 são os coeficientes da variável de crédito defasada em três períodos (0,510407 com p-valor igual a 0,0811 na versão simples e 0,454994 com p-valor igual a 0,0487 na múltipla) e da liquidez defasada em um período (0,039035 com p-valor igual a 0,0388 na versão simples e 0,039979 com p-valor igual a 0,0604 na múltipla). O fato de essas variáveis apresentarem coeficientes significativos e positivos sugere que a oferta de empréstimos bancários no Brasil é afetada pela liquidez do balanço patrimonial dos bancos e apresenta certo grau de inércia.

As semelhanças encontradas nos resultados das versões simples e múltipla sugerem que não houve choques de capital afetando significativamente a oferta de empréstimos bancários no período estudado. Esse resultado confirma os encontrados pela versão de dois estágios.

Em síntese, os resultados encontrados por meio da estimação em painel para choques na SELIC confirmam a robustez dos resultados do modelo de dois estágios. Dessa forma, pode-se concluir que o canal de empréstimos bancários esteve ativo no Brasil durante o período estudado.

A Tabela 11 Painel B apresenta os resultados da estimação em painel quando os choques monetários são identificados por meio da variação nas alíquotas dos depósitos compulsórios. Como se pode observar, os coeficientes ϕ_k encontrados não são estatisticamente significativos (p-valor igual a 0,3856 na versão simples e 0,6374 na múltipla). Esse resultado não corrobora a existência do canal de

empréstimos bancários no Brasil. No entanto, o modelo de dois estágios confirmou a existência desse canal de transmissão monetária. Isso permite concluir que os resultados encontrados por meio da estimação em dois estágios para choques nos compulsórios não são robustos ao método de estimação.

A Tabela 11 Painel C, por sua vez, apresenta os resultados encontrados quando a leitura das atas do Copom é utilizada para identificar choques monetários. Assim como no modelo de dois estágios, os resultados encontrados para a estimação em painel não confirmam a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil. Todavia, ao contrário da estimação em dois estágios, que apresentou coeficientes estatisticamente significativos e com sinal negativo, na estimação em painel nenhum dos coeficientes ϕ_k é estatisticamente significativo a 5%. Por outro lado, se for considerado um intervalo de confiança de 90% a versão simples da estimação em painel também apresenta um coeficiente significativo (p-valor igual a 0,0524) e com sinal negativo (-0,141364), o que sugere semelhanças entre os resultados das duas especificações.

A tabela 11 Painel D apresenta os resultados encontrados por meio da estimação em painel quando utilizados os choques contracionistas identificados pela SELIC de forma endógena. Como se pode observar, os resultados encontrados para os coeficientes ϕ_k são similares aos da estimação em dois estágios. A soma desses coeficientes foi significativa e apresentou valor positivo tanto na versão simples (0,20 com p-valor igual a 0) quanto na múltipla (0,20 e p-valor igual a 0,01). Esse resultado confirma a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil. Isso, pois o coeficiente positivo pode ser interpretado como um aumento da restrição de liquidez dos bancos pequenos em períodos de choques monetários.

As semelhanças encontradas nos resultados das versões simples e múltipla sugerem que não houve choques de capital afetando significativamente a oferta de empréstimos bancários no período estudado. Esse resultado confirma os encontrados pela versão de dois estágios.

Em síntese, os resultados encontrados por meio da estimação em painel para choques na SELIC confirmam a robustez dos resultados do modelo de dois estágios. Dessa forma, pode-se concluir que o canal de empréstimos bancários esteve ativo no Brasil durante o período estudado.

Alguns resultados das estimações em painel com os quatro choques monetários contracionistas devem ser destacados. Em relação às variáveis macroeconômicas inseridas na versão múltipla, em nenhum caso elas provaram afetar os empréstimos bancários significativamente. Isso sugere que, no período analisado, não houve choques de capital ou macroeconômico afetando a restrição de liquidez dos bancos brasileiros. Esses resultados correspondem àqueles encontrados por meio do modelo de dois estágios.

Os coeficientes encontrados para a variável *dummy* que representa a primeira fase do Plano Real não são estatisticamente significativos em nenhum dos casos. Isso sugere que, para a amostra de bancos completa, não houve diferenças significativas na variação da oferta de empréstimos bancários durante as duas fases desse plano econômico. Esse resultado, entretanto, não afeta as conclusões do modelo de dois estágios, já que no painel é utilizada a amostra completa.

Outros resultados relevantes são os dos coeficientes da variável de crédito defasada em três períodos e da liquidez defasada em um período. O fato de essas variáveis apresentarem coeficientes significativos e positivos em vários casos, principalmente com choque SELIC, sugere que a oferta de empréstimos bancários no Brasil apresenta certo grau de inércia e é influenciada pela liquidez dos bancos.

Em suma, os resultados encontrados pela estimação em painel corroboram a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil. Isso, pois os resultados encontrados na estimação de dois estágios utilizando choques na SELIC, instrumento de política monetária mais utilizado após o advento do Plano Real, são robustos. O fato de os resultados com choques nos compulsórios não serem robustos ao método de estimação não afeta significativamente as conclusões do artigo. Em comparação à taxa SELIC, os recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista apresentaram pouca importância como instrumento de política monetária contracionista no período estudado.

6. Conclusão

A principal conclusão desta pesquisa é que o canal de empréstimos bancários está ativo na transmissão da Política Monetária brasileira. Para testar a existência desse canal, foram utilizados dados desagregados dos balancetes mensais de 293 bancos brasileiros no período de julho de 1994 a dezembro de 2005. A análise empírica é feita com base em uma regressão de dois estágios que testa como a restrição de liquidez dos bancos reage aos choques monetários. Os choques de Política Monetária foram identificados por meio de três métodos. A saber, as variações na taxa SELIC, as alíquotas dos requerimentos compulsórios sobre depósitos à vista e a leitura das atas do Copom.

Ao utilizar a taxa SELIC como indicador de Política Monetária, a restrição de liquidez dos bancos pequenos aumenta durante choques monetários. Assim, pode-se concluir que aumentos da SELIC, induzidos pelo Banco Central, causam redução na oferta de empréstimos bancários por parte dos bancos pequenos, que não podem substituir livremente suas formas de financiamento. Esse resultado também foi encontrado quando utilizados choques nos compulsórios (os resultados com compulsórios não são robustos ao método de estimação), mas não quando empregados choques nas “atas do Copom”. Todavia, ele deve prevalecer, dada a importância relativa de cada um desses choques no período estudado.

A taxa SELIC foi largamente utilizada como instrumento de Política Monetária durante o Plano Real. Já os requerimentos compulsórios não sofreram muitos aumentos entre julho de 1994 e dezembro de 2005, o que mostra que esse não foi um instrumento de Política Monetária contracionista muito utilizado pelo Banco Central. A leitura das atas do Copom, por sua vez, representa uma forma subjetiva de se mensurar Política Monetária. Dessa forma, períodos de choque interpretados como fortemente contracionistas podem não corresponder aos momentos em que os bancos sofreram maior corte em suas fontes de financiamento asseguradas.

Uma questão complicada em relação ao canal de empréstimos bancários é mensurar quão relevante ele é para o nível de atividade de um país. Esse ponto não foi testado neste artigo. No entanto, a baixa representatividade dos bancos pequenos brasileiros no ativo total do sistema financeiro nacional, como pode ser observado na Tabela 1, dá indícios de que esse canal não apresenta grande relevância para o nível de atividade agregado do Brasil. Uma sugestão para pesquisas futuras é mensurar a relevância do canal de empréstimos bancários na economia brasileira. Essa é uma questão complicada de se responder, visto que fatores como a elasticidade com que os tomadores de empréstimos podem substituir entre crédito bancário e não-bancário no curto prazo devem ser conhecidos.

Referências

Alfaro, R., Franken, H., García, C., & Jara, A. (2004). The bank lending channel in Chile. In Ahumada, L. & Fuentes, J., editors, *Banking Market Structure and Monetary Policy*, pages 121–145. Central Bank of Chile.

Banco Central do Brasil (2002). Juros e spread bancário no Brasil – avaliação de 3 anos do projeto. Departamento de Artigos e Pesquisas – DEPEP.

Bernanke, B. & Blinder, A. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *American Economic Review*, 78(2):435–39.

Bernanke, B. & Blinder, A. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82:901–21.

Bernanke, B. & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):27–48.

Bernanke, B. & Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *Quaterly Journal of Economics*, pages 869–902.

Cameron, A. C. & Trivedi, K. P. (2005). *Microeconometrics. Methods and Aplication*. 1st edition.

Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez-Pagés, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2003). Financial systems and the role of bank in monetary transmission in the Euro area. In Angeloni, I., Kashyap, A., & Mojon, B., editors, *Monetary*

Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network, pages 235–269. Cambridge University Press, Cambridge.

Farinha, L. & Robalo Marques, C. (2003). The bank lending channel of monetary policy: Identification and estimation using Portuguese micro bank data. In Angeloni, I., Kashyap, A., & Mojon, B., editors, *Monetary Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*, pages 359–371. Cambridge University Press, Cambridge.

Graminho, F. M. & Bonomo, M. A. (2002). O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica. Anais do XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC (CD-ROM).

Hernando, I. & Martínez-Pagés, J. (2003). Is there a bank lending channel of monetary policy in Spain? In Angeloni, I., Kashyap, A., & Mojon, B., editors, *Monetary Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*, pages 284–296. Cambridge University Press, Cambridge.

Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Econometric Society Monographs, 2nd edition.

Hubbard, R. G. (1995). Is there a credit channel for monetary policy? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 77:63–74.

Kashyap, A. K. & Stein, J. C. (1994). Monetary policy and bank lending. In Mankiw, N. G., editor, *Monetary Policy*, pages 221–256. University of Chicago Press, Chicago.

Kashyap, A. K. & Stein, J. C. (1995). The impact of monetary policy on bank balance sheets. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pages 151–95.

Kashyap, A. K. & Stein, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, 90(3):407–428.

Kashyap, A. K., Stein, J. C., & Wilcox, D. (1993). Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance. *The American Economic Review*, pages 78–98.

Mishkin, F. (1996). The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *Banque de France Bulletin Digest*, (27).

Modigliani, F. & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48(3):261–97.

Oliner, S. & Rudebusch, G. (1996). Is there a broad credit channel for monetary policy? *Federal Reserve Board of San Francisco Economic Review*, 3(13).

Romer, C. D. & Romer, D. H. (1990). New evidence on the monetary transmission mechanism. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1):149–98.

Takeda, T., Rocha, F., & Nakane, M. (2005). The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(1).

Taylor, J. (1995). The monetary transmission mechanism: An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, pages 11–26.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Worms, A. (2003). The reaction of bank lending to monetary policy measures in Germany. In Angeloni, I., Kashyap, A., & Mojon, B., editors, *Monetary Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*, pages 270–283. Cambridge University Press, Cambridge.