

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

MATEUS SILVA DO AMARAL

**O Canal de Balanço Patrimonial da Política Monetária:  
Uma Análise Regionalizada para a Economia Brasileira**

Belo Horizonte  
2015

MATEUS SILVA DO AMARAL

**O Canal de Balanço Patrimonial da Política Monetária:  
Uma Análise Regionalizada para a Economia Brasileira**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Departamento de Pós-Graduação em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Bruno de Paula Rocha

Belo Horizonte  
2015

## Folha de Aprovação

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo verificar a existência do canal de balanço patrimonial na transmissão de política monetária no Brasil. A partir da assimetria de informações entre emprestadores e tomadores de crédito, uma variação na taxa de juros altera a capacidade dos clientes em contrair empréstimos, por meio de seu efeito no rigor dos bancos na concessão de fundos. A metodologia aplicada busca controlar a influência de características ligadas aos ofertantes sobre a variação do volume de crédito das agências consideradas, permitindo uma melhor caracterização da relação entre esta última e as variáveis representativas da situação financeira dos demandantes. São utilizados dados de agências bancárias monopolistas e pertencentes a grandes instituições, além de informações sobre o nível de atividade econômica das regiões relevantes. Os resultados da estratégia de dois passos indicam uma correlação positiva entre a sensibilidade dos bancos à posição financeira dos clientes e a taxa de juros, sendo assim favoráveis à existência do *balance sheet channel*. Já os resultados da estratégia de um passo, apesar de indicarem influência positiva e significativa da variável de sinalização dos demandantes, não apresentam indícios da validade do canal, exceto no modelo que leva em conta a medida de riqueza média dos clientes para os dados bimestrais.

**Palavras-chave:** política monetária, economia bancária, canal do crédito, canal de balanço patrimonial.

## ABSTRACT

This work aims to inquiry the existence of the balance sheet channel in Brazil's monetary policy transmission. Given the asymmetric information between lenders and credit borrowers, interest rate's variations change the capacity of clients in borrowing through modification in banks' stringency. The applied methodology seeks to control the influence of lenders' characteristics on changes in the volume of credit from the selected branches. This allows for a better description of the relation among these variations and applicants' representative financial status variables. Data from monopolistic branches belonging to large banks and the information over the relevant regional economic activity are used. The two-step strategy indicates a positive correlation between banks' sensitivity to their clients' financial position and the interest rate. According to the balance sheet channel theory, this is the expected outcome. The one-step strategy shows a positive and significant influence of applicants' creditworthiness over the correspondent branch's volume of credit. However, evidences of the channel are only found in the model that includes a measure of borrowers' average wealth and uses bimonthly data.

**Keywords:** monetary policy, economics of banking, credit channel, balance sheet channel.

**LISTA DE TABELAS**

TABELA 1 – Estatísticas descritivas da amostra de dados bimestrais .....	37
TABELA 2 – Testes de raiz unitária: <i>Augmented Dickey-Fuller</i> (ADF) .....	40
TABELA 3 – Estratégia de Ashcraft e Campello (2007): Segundo Passo.....	41
TABELA 4 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com <i>DativLocal</i> como explicativa de interesse para dados bimestrais .....	44
TABELA 5 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com <i>DativLocal2</i> como explicativa de interesse para dados bimestrais .....	46
TABELA 6 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com <i>DativLocal</i> como explicativa de interesse para dados anuais .....	56
TABELA 7 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com <i>DativLocal2</i> como explicativa de interesse para dados anuais .....	57

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	7
2	CANAIS DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA .....	10
2.1	Canal de Crédito .....	12
2.2	Evidências internacionais do canal de balanço patrimonial .....	18
2.3	Evidências do canal de balanço patrimonial para a economia brasileira .....	23
3	IDENTIFICAÇÃO DO BALANCE SHEET CHANNEL PARA A ECONOMIA BRASILEIRA: METODOLOGIA E BASE DE DADOS .....	28
3.1	Metodologia.....	29
3.2	Base de Dados .....	33
4	RESULTADOS .....	38
4.1	Modelo de dois passos.....	38
4.2	Modelo de um passo – painel dinâmico .....	42
4.3	Modelo de um passo para amostra alternativa – dados anuais.....	47
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	49
	REFERÊNCIAS .....	52
	ANEXOS.....	56

## 1 INTRODUÇÃO

O entendimento dos mecanismos de transmissão de política monetária é fundamental para a definição de ações das autoridades responsáveis. A capacidade de se controlar ou estimular a economia via agregados monetários ou taxa de juros é um tópico recorrente em debates acadêmicos. Ainda assim, não há consenso sobre qual modelo teórico melhor representa os impactos de movimentos de juros ou quantidade de moeda sobre variáveis reais.

O canal de crédito busca complementar a visão tradicional dos mecanismos de transmissão. Enquanto que a última aponta o mercado bancário como apenas um intermediador entre poupadores e tomadores de empréstimos (FREIXAS, ROCHET; 2008), o primeiro indica que a existência de problemas informacionais na relação entre ofertantes de crédito e seus clientes exerce um papel amplificador de choques macroeconômicos.

Esta teoria complementar relaciona a atividade bancária e medidas de política monetária. Elevações na taxa de juros, por exemplo, são fatores que levam a uma redução na oferta de empréstimos por parte de instituições financeiras. Os demandantes de crédito têm então uma possível restrição aos seus anseios de consumo e investimento, que acaba por gerar efeitos reais na economia (HUBBARD, 1995). A intensidade e a relevância de tal restrição dependem das características bancárias e de seus clientes.

O canal do crédito é formado pelo canal de balanço patrimonial e o de empréstimos bancários. Enquanto que o último trata da relação entre depositantes e bancos, o primeiro, foco deste trabalho, estuda a interação entre instituições bancárias e clientes demandantes de empréstimos. Neste trabalho, buscam-se evidências empíricas de sua existência na economia brasileira.

Há diferentes estudos que tiveram como objetivo apontar indícios da validade empírica do canal de balanço patrimonial. No Brasil, a literatura sobre o tema ainda não é ampla, e tanto as formas de análise quanto os resultados são heterogêneos. Há trabalhos que tentam definir características de demandantes que afetariam a capacidade de se contrair empréstimos e uma possível relação das mesmas com dados de política monetária, como Terra (2003), Kumar e Francisco (2005) e Oliveira (2009). Outros buscam uma relação entre o custo dos empréstimos e variáveis representativas da posição financeira dos clientes bancários, como os estudos de Castro, Melo e Carvalho (2011) e Oliveira e Rochi Neto

(2012). Ainda, trabalhos como os de Denardin e Balbinotto (2008) e Dias Jr. e Denardin (2010) utilizam dados agregados da economia nacional e buscam obter relações de longo prazo entre medidas de política monetária e variáveis relativas ao nível nacional de atividade, além de prever efeitos de choques monetários sobre estas últimas.

O objetivo principal desta dissertação é o de colaborar na discussão sobre a possível existência deste meio de transmissão de ações da autoridade monetária na economia brasileira. Uma metodologia distinta das já empregadas e a utilização de novas fontes de dados são os aspectos principais que diferenciam este dos demais trabalhos mencionados.

A metodologia é feita de forma a controlar para efeitos do lado da oferta do canal de crédito, com a utilização de monopólios regionais pertencentes a grandes bancos, menos sensíveis a variações na taxa de juros e livres de fatores de concorrência. Além disso, são utilizados desvios na variação do volume de crédito concedido com relação à média de variação em determinada instituição, de forma a controlar para efeitos estratégicos distintos dos diferentes ofertantes. Assim, seria possível identificar de forma isolada o efeito da taxa de juros sobre a relação entre empréstimos e características representativas da posição financeira dos demandantes. Para tal representação, são utilizados dados de atividade econômica locais, que são assumidos como correlacionados positivamente com os ativos dos clientes das agências consideradas (ASHCRAFT, CAMPELLO; 2007).

Os resultados das estratégias de estimação aplicadas apontam para diferentes conclusões. A análise em dois passos proposta por Ashcraft e Campello (2007) indica uma relação positiva e significativa entre a medida de política monetária e a sensibilidade das agências bancárias às representações da posição financeira dos seus demandantes. Entretanto, os resultados obtidos no primeiro passo do modelo indicam que se deve ter cautela nas conclusões apontadas no segundo. Já as análises em painel dinâmico apresentam resultados distintos, dependendo da variável utilizada como símbolo da força econômica dos tomadores de empréstimo. Há, para a base bimestral, indícios de que o nível de atividade regional afeta positivamente a variação no volume de empréstimos da agência referente. Contudo, apenas quando há ponderação para o nível de renda *per capita* da região encontra-se um efeito da política monetária nesta relação. Para a frequência anual, não há indício do canal de balanço patrimonial.

O restante do trabalho está organizado em quatro capítulos. O capítulo 2 apresenta os canais tradicionais e de crédito de transmissão de política monetária. Faz-se uma exposição do

canal de balanço patrimonial e uma revisão de literatura sobre trabalhos que buscaram evidências empíricas do mesmo. O capítulo 3 descreve a metodologia utilizada, dados utilizados e variáveis construídas. O capítulo 4 aponta os resultados obtidos, enquanto que o capítulo 5 conclui a dissertação.

## 2 CANAIS DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

Na literatura econômica há consenso de que, pelo menos no curto prazo, a política monetária é capaz de afetar variáveis reais (ROMER, ROMER; 1990). Não existe, entretanto, uniformidade nas explicações sobre a forma como ela exerce tal influência, sobre o íterim entre a adoção da política e a resposta do produto. Tal intervalo é chamado em Bernanke e Gertler (1995) de “caixa preta” da política monetária.

Juntamente com o canal de juros, dois canais formam a chamada “visão tradicional” de análise dos efeitos de ações monetárias: o canal do câmbio e o de preço dos ativos (MISHKIN, 1995).

O mecanismo de transmissão tradicionalmente apontado na teoria indica que uma ação do Banco Central, que modifica a disponibilidade dos meios de troca, afeta a taxa de juros nominal de curto prazo e, por efeitos de rigidez de preços, a taxa real. De modo geral, a variação consequente do custo do capital afetaria decisões de investimento e o nível de renda da economia (TAYLOR, 2000).

O canal do câmbio está relacionado com uma possível variação na entrada ou saída de capital estrangeiro, motivada por uma determinada mudança na taxa de juros. A alteração na taxa de juros afeta no curto prazo a relação comparativa entre retornos financeiros internos e externos. A movimentação de capitais consequente gera uma variação na taxa de câmbio, que por sua vez afeta o saldo da balança comercial, e, conseqüentemente, o produto (WALSH, 1998).

Já o canal de preço dos ativos indica que uma ação de política monetária afeta a demanda por títulos que rendem juros, o que leva a um efeito direto na demanda por ações, e, por consequência, nos preços das mesmas. A variação nos preços das ações altera o valor de mercado das empresas, conforme a teoria do Q de Tobin, além da riqueza das famílias, modificando decisões de investimento e consumo. Uma elevação na taxa de juros seria desta forma um desincentivo para a expansão de negócios de firmas e para o dispêndio de consumidores (FAZZIRI, HUBARD, PETERSEN; 1988).

Entretanto, a visão tradicional possui algumas limitações: (i) considera, no canal de juros, ativos não-monetários que compõem portfólios de riqueza como substitutos perfeitos

(ou seja, engloba ativos financeiros em moeda ou *títulos*, sem demais distinções); (ii) não considera relevante a maneira como firmas são financiadas, conforme modelos sob hipótese de informação perfeita; e (iii) não considera a variedade de tipos de crédito existentes, bem como de ativos líquidos não-controláveis por autoridades monetárias (BERNANKE, 1993). Bernanke e Gertler (1995) indicam que a visão tradicional não é capaz de solucionar algumas questões referentes à magnitude, ao *timing* e à composição dos efeitos da adoção de políticas (*puzzles* de transmissão).

Com relação à magnitude, os efeitos da política sobre a atividade econômica não são consistentes com os tamanhos dos choques monetários e com as elasticidades-juros estimadas para os componentes da demanda. Já quanto ao *timing*, as mudanças nos juros não explicam a defasagem de variações em alguns componentes da demanda, ou seja, enquanto a variação na taxa de juros é transitória, algumas variáveis reais, como consumo e investimento agregados, sofrem alterações persistentes. Por fim, o problema apontado da composição refere-se ao fato de que a autoridade monetária afeta uma variável de curto prazo, enquanto que os efeitos mais pronunciados e rápidos encontrados por Bernanke e Gertler (1995) para a economia norte-americana estão ligados a investimentos em duráveis, que deveriam responder a taxas de longo prazo.

Desta forma, obtém-se motivação para se estudar teorias alternativas para a transmissão de efeitos de variações na taxa de juros ou no volume de meios de pagamento. Ainda, conforme Mishkin (1995), para uma política monetária ser bem-sucedida, deve-se ter uma avaliação acurada do *timing* e dos efeitos sobre a economia, o que exige um conhecimento dos mecanismos através dos quais a mesma atua.

O canal de crédito trata do problema citado, através de uma análise da relação entre instituições bancárias e seus clientes. Enquanto que a seção do canal denominada *banking lending channel* trata da interação entre depositantes e instituições financeiras, em que características das últimas são fundamentais, a seção do canal de balanço patrimonial (*balance sheet channel*) estuda a influência da política monetária sobre o vínculo entre demandantes de crédito e bancos, onde o poder de sinalização dos primeiros é afetado por políticas praticadas pela autoridade monetária.

## 2.1 Canal de Crédito

O canal de crédito é identificado como um propagador e amplificador da via tradicional. Seu funcionamento indica que os efeitos diretos da política monetária são amplificados por problemas de informação assimétrica e fricções nos mercados financeiros. Mais especificamente, custos derivados de uma assimetria informacional entre instituições financeiras e clientes afetam decisões e capacidade de negócios. Tal ambiente confronta o modelo baseado em informação perfeita de Modigliani-Miller (1958), onde a forma com que firmas (e bancos) financiam suas atividades é irrelevante para a maximização de lucros.

Parte-se de dois pressupostos: não há substituição perfeita entre depósitos bancários e outras formas de captação de recursos, tampouco entre empréstimos bancários e outras formas de financiamento. Além disso, o canal de crédito pode ser subdividido em dois subcanais: pelo lado da oferta de recursos às instituições bancárias - canal de empréstimos bancários (*banking lending channel*); e pela relação entre tomadores de crédito e bancos - canal de balanço patrimonial (*balance sheet channel*).

O *banking lending channel* supõe que a composição e a disponibilidade de recursos do passivo dos bancos afeta a oferta de crédito por parte destes. Uma variação da taxa de juros afetaria o volume de depósitos bancários. Sendo outras formas de captação mais custosas, a variação na quantidade dos depósitos influencia o volume de crédito bancário, o que afeta investimento e consumo da economia. Na relação entre depositantes e bancos, os custos de agência, decorrentes de gastos com monitoramento, grau de alavancagem financeira e risco de operações, geram um grau de exposição frente a oscilações macroeconômicas. Esta medida de vulnerabilidade varia de modo a amplificar choques na conjuntura macro e ações de política econômica.

Dependendo de condições expostas no balanço das instituições financeiras, pode haver um custo informacional cobrado pelos clientes que induz a uma redução no volume de crédito concedido. Quanto menor o ativo ou a composição do mesmo por ativos líquidos, ou quanto maior a proporção de exigíveis a curto prazo no passivo, maior a vulnerabilidade bancária a choques de conjuntura. Isso decorre de um maior risco de não-pagamento aos seus depositantes, que passam a cobrar um maior retorno financeiro. Os maiores custos na captação de recursos para financiamento de suas atividades afetam a disponibilidade de concessão de novos empréstimos. Desta maneira, a exposição de bancos ao julgamento de sua

posição financeira, por parte dos seus financiadores, possivelmente eleva choques macroeconômicos iniciais. Um choque negativo, por exemplo, aumenta o risco de não-pagamento, o que eleva os prêmios cobrados pelos clientes (GAMBACORTA, 2005).

Esquemáticamente, para uma política restritiva, pode-se expressar o canal de empréstimos da seguinte forma:

$\downarrow M$  ou  $\uparrow i \rightarrow \uparrow$  retorno de ativos financeiros  $\rightarrow \downarrow$  depósitos bancários  $\rightarrow \uparrow$  demanda bancária por fontes de captação mais custosas  $\rightarrow \uparrow$  problemas de risco moral e seleção adversa  $\rightarrow \uparrow$  vulnerabilidade dos bancos à sinalização de sua posição financeira  $\rightarrow \downarrow$  empréstimos bancários  $\rightarrow \downarrow C$  e  $I \rightarrow \downarrow Y$ ,

onde  $M$  é um agregado monetário;  $i$  é a taxa básica de juros;  $C$ ,  $I$  e  $Y$ , são, respectivamente, consumo, investimento e produto agregados (DENARDIN, BALBINOTTO; 2008).

No Brasil, a literatura que se concentra na investigação do canal de empréstimos bancários apresenta resultados diversos, que não permitem a afirmação de que a política monetária tem efeito sobre o volume de crédito concedido no país a partir de uma variação nos balanços de instituições financeiras. Graminho (2002), Bresciani (2008) e Passos (2010) encontram resultados que não dão suporte ao *banking lending*. Souza-Sobrinho (2003), Oliveira e Neto (2008) e Coelho, Garcia e Melo (2010), por sua vez, apontam correlações não desprezíveis entre variáveis afetáveis pela autoridade monetária e a dimensão de crédito. Por fim, Takeda, Rocha e Nakane (2005), Ianaze (2011) e Araújo (2012) indicam resultados ambíguos, que dependem das variáveis inseridas nos modelos.

Por sua vez, o canal de balanço patrimonial, objeto de estudo desse trabalho, opera através das contas dos demandantes de crédito. Apoia-se na falta de capacidade de emprestadores em avaliar plenamente os riscos tomados e a solvência dos demandantes; na inabilidade de monitorar todos os investimentos de seus clientes; e na dificuldade para se fazer cumprir plenamente reembolsos de dívidas (LANG, NAKAMURA; 2005).

A variação das medidas adotadas pela autoridade monetária gera variações de custos com juros, o que afeta o fluxo de caixa e a posição financeira dos possíveis tomadores de empréstimos (há também uma mudança no preço de ações, o que afeta a riqueza). Um efeito indireto sobre firmas está no fato de que seus parceiros de negócios também têm suas

estruturas financeiras e decisões de consumo e investimento afetadas (FREIXAS, ROCHET; 2008). Esquemáticamente, a transmissão do *balance sheet channel* tem o seguinte mecanismo para uma contração monetária:

$\downarrow M$  ou  $\uparrow i \rightarrow \downarrow \text{Preço de Ativos e } \uparrow \text{Custos de dívida} \rightarrow \uparrow \text{problemas de risco moral e seleção adversa} \rightarrow \uparrow \text{cautela de emprestadores (}\uparrow \text{Custos de se tomar empréstimos)} \rightarrow \downarrow \text{Crédito concedido} \rightarrow \downarrow C \text{ e } I \rightarrow \downarrow Y.$

Pela existência de assimetria de informações na economia, supõe-se que o volume de crédito fornecido para um determinado agente está relacionado com características sinalizadoras da posição financeira do mesmo, como seu patrimônio líquido, bem como de características da economia em questão. Assim, em contratos em que o volume de empréstimos está diretamente ligado ao valor de mercado de empresas ou a disponibilidade de ativos líquidos do demandante, a política monetária possui uma influência clara: choques de juros alteram gastos com dívidas, além do valor-presente de lucros futuros esperados e do colateral definido em um contrato de empréstimo. Alterações em elementos que afetam a disponibilidade de ativos líquidos, valoração de bens ilíquidos e expectativas de negócios futuros modificam a capacidade de contração de dívidas por parte de agentes econômicos.

O efeito torna-se ainda mais relevante quando o consumo de famílias ou produção de firmas é dependente de um determinado volume de crédito. Dadas exigências bancárias contratuais devidas a problemas de informação, a taxa de juros desempenha um papel ativo e direto sobre a atividade econômica.

O *balance sheet channel* está intimamente ligado com o conceito de “prêmio de financiamento externo”. O prêmio pode ser visto como um custo de agência decorrente da assimetria de informações na relação entre banco e público (principal e agente, respectivamente). Ele exprime a diferença entre os custos de financiamento com recursos obtidos de terceiros (dívidas) e o custo de oportunidade de utilização de recursos internos. De outra forma, pode ser visto como o diferencial entre o valor marginal de uma unidade monetária dentro da função de produção da firma para seu custo marginal fora desta (juros). A distinção dos valores torna-se especialmente relevante quando a escala ótima de atividade da estrutura produtiva necessita de financiamento externo superior ao valor máximo que a mesma pode obter, dadas suas características sinalizadoras (KIYOTAKI, MOORE; 1997).

Em situações de informação perfeita, por exemplo, firmas tomariam uma quantidade de empréstimo que igualasse a receita marginal derivada deste ao custo marginal do mesmo (juros). Mas, em contexto de limitações informacionais, pode-se incorrer em custos derivados adicionais, denominados por Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996) como peso-morto da assimetria. Ainda, bancos podem restringir o volume de empréstimos baseados em determinados indicadores financeiros (FREIXAS, ROCHET; 2008).

Para ilustrar o problema, apresenta-se, a seguir, o modelo de Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996), que parte de um problema de maximização de lucros das firmas em que a quantidade de insumos empregada na produção é função de um valor inicial de riqueza e de um montante tomado por empréstimos junto a uma instituição financeira:

$$i = w + L, \tag{1}$$

onde,  $i$  é a quantidade de insumos;  $w$  é o nível de riqueza inicial utilizado e  $L$  o nível de empréstimos.

Assume-se que a função de produção tenha retornos marginais positivos e decrescentes, tal que  $f'(i) > 0$  e  $f''(i) < 0$ . Assim, o objetivo das firmas passa a ser a escolha do valor de empréstimo tomado que gere o maior lucro possível. Em uma situação de informação simétrica:

$$\text{Max}_L [f(w + L) - (1 + r)L], \tag{2}$$

onde  $r$  é a taxa de juros cobradas sobre os empréstimos. Logo:

$$f'(w + L) = 1 + r. \tag{3}$$

Nesta situação, prevalecem as conclusões do modelo de informação perfeita de Modigliani-Miller (1958), e a maneira com que firmas financiam suas atividades é irrelevante para a maximização de lucros. Não há prêmio de financiamento externo, dado que o custo de capital iguala-se ao valor de seu produto marginal. Características que determinam a saúde financeira das instituições, como a riqueza, exposta no modelo em uma situação de substituta perfeita dos empréstimos, não são relevantes para definições de investimento. A decisão de

insumos que determina o volume de produção depende apenas da magnitude de  $r$ , conforme identificado no canal de juros tradicional de transmissão de política monetária.

Supondo que há severos problemas de informação entre bancos e clientes, os primeiros passam a adotar critérios específicos para controlar o risco de suas atividades. Por exemplo, as instituições financeiras podem passar a restringir os valores concedidos de acordo com a riqueza dos demandantes. Estes passarão a depender do valor de seus ativos para obter a quantidade de financiamento desejada:

$$(1 + r)L \leq qK, \quad (4)$$

onde  $K$  representa o total de ativos das firmas e  $q$  é o valor médio do mesmo. Assim, permitem-se situações em que a quantidade de empréstimos maximizadora dos lucros não é atingida por uma limitação dos sinalizadores de posição financeira. O problema dos clientes dos bancos passa a ser o seguinte:

$$\text{Max}_L [f(w + L) - (1 + r)L] \text{ s.a. } (1 + r)L \leq qK. \quad (5)$$

Para casos em que o nível ótimo de produção não pode ser alcançado por conta do valor do colateral, ou seja, em que a restrição de (5) é ativa:

$$L = qK / (1 + r), \quad (6)$$

Logo, o produto marginal com relação a  $L$  é superior ao custo do mesmo, indicando um nível de atividade abaixo do eficiente:

$$f'(w + L) = 1 + r + \lambda. \quad (7)$$

em que  $\lambda$  identifica o prêmio de financiamento externo gerado pelos problemas de informação e consequentes restrições de crédito na relação com a instituição financiadora.

Posto de outra forma:

$$f'[w + qK / (1 + r)] = 1 + r + \lambda, \text{ ou} \quad (8)$$

$$f'[w + qK / (1 + r)] - (1 + r) = \lambda. \quad (9)$$

A expressão em (9) dita o funcionamento do mercado de crédito sob assimetria informacional, que o sujeita ao canal de balanço patrimonial de transmissão da política monetária. Quanto menor o valor total dos ativos dos demandantes, variável representativa da capacidade dos mesmos em indicar uma situação de “bons clientes” às instituições de financiamento, maior o prêmio de financiamento externo.

O agente político, através da taxa de juros, teria o poder de influir nas decisões dos entes produtores, tanto direta quanto indiretamente. De forma direta através da alteração no custo de capital, que, conforme (4), pode reduzir a quantidade de financiamento disponível para as firmas. Indiretamente, há um efeito da taxa de juros sobre o valor dos ativos  $q$ , que também em (4) são relevantes à definição do volume de empréstimos. Uma medida contracionista de elevação de  $r$ , por exemplo, eleva diretamente o custo de obtenção de crédito, ao mesmo tempo em que exerce influência no valor total dos ativos dos demandantes, que restringem acesso ao mercado bancário.

Assim, as condições do mercado bancário podem amplificar um choque monetário. Mudanças na magnitude dos custos de assimetria informacional sobre decisões de investimento derivadas deste choque aceleram um efeito inicial. Agentes com custos de agência elevados experimentariam uma maior variação no volume de crédito adquirido relativamente a outros tomadores, o que é denominado na literatura como *flight to quality*. Consumidores e firmas pequenas, por exemplo, seriam os primeiros a alterar suas atividades econômicas, e cuja mudança de padrão se daria de forma mais brusca (BERNANKE, GERTLER; 1995).

Deve-se ressaltar também que os efeitos da política monetária serão tão mais elevados quanto mais frágil for a economia, pois nesta situação os agentes possuem maior dependência de recursos externos. A falta de disponibilidade de recursos próprios para financiamento faz com que a realidade esteja mais próxima da ideia teórica desenvolvida. Em nível de firmas, esta configuração encontra-se mais facilmente para pequenas e médias empresas (KASHYAP, STEIN; 2000). Conforme Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996, p. 6): “*as a result of their greater cost or difficulty in obtaining credit, these borrowers should reduce spending and production earlier and more sharply than do borrowers with greater access to credit markets*”.

## 2.2 Evidências internacionais do canal de balanço patrimonial

Já em sua histórica análise sobre os fatores explicativos de depressões econômicas, Fischer (1993) indica determinadas dinâmicas macroeconômicas que a partir do desenvolvimento do canal de crédito seriam aprofundadas (BERNANKE, 2007). No seu trabalho, o autor indica que em situações de deflação a condição financeira dos devedores de empréstimos é afetada negativamente, o que leva a falências e uma resultante piora na capacidade financeira dos emprestadores.

Existe uma literatura recente e crescente sobre validações empíricas do canal de balanço patrimonial de transmissão de política monetária. O foco dos trabalhos inicialmente era o de determinar características dos demandantes relevantes aos contratos de empréstimos. Mais recentemente, a motivação bibliográfica neste ramo de estudo está em determinar se a política monetária pode, indiretamente, afetar a relação entre tomadores e ofertantes de crédito através de características dos primeiros; ou, indo além, se há uma influência mais direta das variáveis controladas pelas autoridades na intensidade na relação citada, através do problema de assimetria informacional decorrente do mercado bancário. Os estudos evoluíram da análise dos balancetes de firmas para o processamento de dados fornecidos por bancos, ou, mais recentemente, dos contratos de empréstimos, notadamente em Jimenez et al (2010) e Aysun e Hepp (2011).

Gertler e Gilchrist (1993), Kashyap, Lamont e Stein (1994), Oliner e Rudebusch (1996) e Bernanke Gertler e Gilchrist (1999) buscam determinar quais são os fatores ligados às empresas não-financeiras que as fazem ser mais ou menos afetáveis pelas decisões de uma autoridade monetária. Os resultados dos quatro artigos, baseados em dados do setor manufatureiro dos Estados Unidos, são semelhantes. Quanto maior o ativo da empresa, ou quanto menor a proporção de recursos externos aplicados no investimento de produção, menor o efeito da taxa de juros sobre o nível de atividade. Isso se dá porque empresas maiores teriam acesso mais facilitado ao mercado de crédito, sendo menos dependentes da geração de fluxo de caixa para suportar oscilações de variáveis macroeconômicas.

Também por meio de dados dos balanços financeiros de firmas do setor manufatureiro norte-americano, Gertler e Gilchrist (1994) dividem a amostra entre firmas grandes e pequenas, de acordo com o tamanho do ativo, com a intenção de obter indícios de uma assimetria nas respostas das mesmas à política monetária. Os resultados apontam que

estabelecimentos de menor porte possuem uma maior vulnerabilidade a variações na taxa de juros, com produção e estoques diminuindo proporcionalmente de forma mais acentuada em períodos de contração. Assim, pequenas empresas seriam mais dependentes de relacionamentos com financiadores para responder à escassez de recursos gerada pela autoridade monetária.

Bougheas, Mizen e Yalcin (2006) avaliam o efeito de encolhimentos da base monetária no acesso de 16.000 firmas britânicas a financiamentos externos durante a década de 1990. Os resultados demonstram que as firmas menores, mais novas e arriscadas são as mais afetadas pelas determinações macroeconômicas. Tamanho dos ativos, bem como a proporção de ativos líquidos, desempenha um papel relevante no acesso ao mercado de crédito. Ao separar efeitos de política monetária de efeitos idiossincráticos de características das firmas, encontra-se que existe um canal direto entre a capacidade de obtenção de financiamentos e o grau de restrição imposto pela política monetária.

Bondt (2004) utiliza dados de ações ligadas a corporações da área do Euro, no período entre janeiro de 1999 e junho de 2001, com o objetivo de verificar se o valor destas é alterado a partir de alterações nas taxas de juros de curto prazo. Avaliações são feitas por meio de testes de casualidade *Granger*, regressões multivariadas e funções de resposta a impulso derivadas de modelo de vetores autorregressivos (VAR). Os resultados empíricos revelam que o mercado de ações pode servir como um importante meio transmissor de política monetária na zona do Euro. Pequenas alterações nas taxas de juros oficiais levam, segundo as estimações, a grandes variações na atividade econômica por meio de mudanças no valor de ações.

Ainda, este canal de propagação e amplificação pode gerar impactos distributivos, dado que a magnitude das variações nos preços das ações está intimamente ligada a valores iniciais do ativo das firmas ou das respectivas classificações de crédito. A limitação do artigo, indicada pelo próprio autor e extensiva aos estudos que partem de dados dos demandantes de crédito, está em não definir se os efeitos da taxa de juros são restritos ao valor das empresas ou se há uma extensão ao valor do prêmio de financiamento externo e volume de empréstimos concedidos por instituições financeiras. Assim, encontra-se o efeito indireto indicado no modelo de Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996), mas não há indicação sobre a intensidade deste efeito dada a situação imposta pela autoridade política responsável pela política monetária.

Utilizando dados de novos empréstimos bancários para o período entre o terceiro trimestre de 1979 e o quarto bimestre de 1992, disponibilizados pelo *Federal Reserve's Survey on Terms of Banking Lending*, Lang e Nakamura (1995) buscam encontrar resultados que deem suporte ao canal de crédito. Empréstimos são divididos em dois grupos: arriscados, caso o valor de juros cobrados supere aquele previsto pela soma de 1% e o valor da taxa básica; e seguros, caso contrário. Depois, através de um modelo de vetores autorregressivos, funções de resposta a impulso e relações de *Granger-Causalidade*, os autores buscam examinar a dinâmica conjunta entre a proporção de empréstimos seguros, a medida de agregados monetários e o PIB real.

Os resultados indicam que a proporção de empréstimos seguros é contra cíclica, e *Granger-cause* variações em estoques e o produto agregado da economia. Entretanto, com relação ao agregado monetário (M2), os resultados divergem do esperado pela teoria do canal de balanço patrimonial: há uma queda na proporção de empréstimos seguros seguido de uma política de contração. Além disso, não é encontrado que M2 *Granger-cause* proporção de empréstimos bancários seguros.

Seguindo a linha de estudos que utilizam características dos contratos de empréstimos para fazer inferências sobre a atuação do *balance sheet channel*, Morgan (1998) utiliza a mesma base de dados que Lang e Nakamura (1995), para o período entre janeiro de 1975 e junho de 1987. Agora, os empréstimos são divididos em dois diferentes grupos: os que são feitos sob contrato de linhas de crédito – que limitam o valor máximo concedido a um demandante, a duração do acordo e a taxa de juros fixa; e os concedidos sem definições prévias de comprometimento – com condições de contrato definidos por negociações individuais, ajustáveis dadas condições políticas e de solvência dos interessados.

Através das respostas cumulativas das categorias de empréstimos para o choque positivo de um desvio-padrão da *Federal Funds Rate*, encontra-se que os empréstimos feitos sem contratos prévios diminuem proporcionalmente aos outros. O autor indica que tais empréstimos são geralmente feitos para firmas pequenas e classificadas como mais arriscadas. Há, portanto, um efeito da ação da autoridade monetária sobre os riscos assumidos pelos agentes emprestadores. Como este resultado é simultâneo à observação de retração no volume de crédito, há um forte indicativo de um maior rigor do sistema bancário frente à retração monetária.

Ashcraft e Campello (2007), para fazer sua análise, utilizam dados trimestrais de empréstimos bancários na economia norte-americana entre 1976 e 1988. Os autores indicam que a estratégia ideal de identificação do *balance sheet channel* está na análise da relevância de diferenças *cross-section* da condição financeira de demandantes de empréstimos na relação com os bancos, mantendo-se constante a sensibilidade dos ofertantes a medidas político-monetárias. Assim, o trabalho desenvolve uma metodologia que visa controlar os fatores ligados a características das instituições prestadoras que levam à variação de crédito. São selecionadas pequenas subsidiárias de grandes *holdings* bancárias, que, de acordo com Kashyap e Stein (2000), não sofrem as restrições indicadas pelo canal de empréstimos bancários. São utilizadas subsidiárias “pequenas” (de acordo com o valor do ativo total), porque as mesmas tendem a concentrar suas transações com agentes locais, o que permite a utilização de dados regionais de produto agregado para representação (STRAHAN, WESTON; 1998). Controles adicionais individuais dos pequenos bancos são levados em consideração, como tamanho e liquidez, numa tentativa de não se omitir qualquer fator relevante pelo lado da oferta. Desvios da variação trimestral do valor total de empréstimos de um banco com relação à média de variação dos bancos da *holding* correspondente são calculados. Tal ação visa eliminar fatores ligados à variação de crédito dos bancos advindos de determinações de seu grupo.

Seria possível, desta maneira, comparar respostas à política monetária de bancos de tamanho similar e filiados a um mesmo grupo, que se defrontam com distintos conjuntos de clientes. Tal arranjo auxiliaria na superação de uma das possíveis limitações da análise de artigos que utilizam dados ao nível de firmas: separar o efeito direto que a política monetária tem na relação banco-cliente do efeito indireto que a mesma possui sobre o volume de fundos emprestáveis do primeiro agente.

Os autores então estimam a sensibilidade de variações do volume de empréstimos de uma subsidiária (desvio com relação à média de variação nas subsidiárias da mesma *holding*) a choques locais, representativos das posições financeiras dos demandantes (no artigo, desvios das variações de PIB estadual com relação à sua tendência de crescimento de longo prazo). Depois, num segundo passo, verifica-se se esta sensibilidade é afetada por uma medida de política monetária, o que caracterizaria a existência do canal de balanço patrimonial. Os resultados do artigo apontam na seguinte direção: bancos tendem a direcionar seus empréstimos a localidades que apresentam uma melhor evolução econômica; e este direcionamento é reforçado quanto mais restrita for a política da autoridade monetária. Assim,

o canal de balanço patrimonial aparenta ser ativo: há um aumento da proporção de crédito destinada para regiões com boa sinalização quando há uma política monetária restritiva.

Jiménez et al. (2010) fazem um estudo simultâneo do *banking lending* e do *balance sheet channel* para a Espanha. Para isso, utilizam dados desagregados mensais, obtidos através de informações do *Banco de España*, de todos os empréstimos bancários acima de 6.000 Euros feitos no período entre 2002 e 2008. O objetivo do trabalho é primeiramente o de identificar se características das empresas solicitantes de empréstimos (liquidez e nível de capital) alteram a probabilidade de aceitação por parte dos bancos comerciais. Depois, testa-se a hipótese de que variáveis macroeconômicas, notadamente os juros, afetam a relação estabelecida.

Como os dados referem-se a solicitações de valores aos bancos, permitem a separação entre oferta e demanda, já que a efetivação de tais pedidos das firmas demandantes é condicional às decisões dos bancos. Os autores encontram, através de um modelo logit condicional, os resultados esperados na teoria: empresas com pior sinalização da posição financeira têm uma parcela menor das solicitações atendidas, sendo que esta relação é intensificada em momentos de desaceleração econômica ou contração monetária. O canal de empréstimos bancários também é presente, dado que bancos menos líquidos e de menor ativo são mais afetados por condições macroeconômicas adversas.

Aysun e Hepp (2011) fazem uso de uma base de dados no nível de contratos de empréstimos bancários norte-americanos (*Thomson Reuters DealScan database*) e outra específica para características de estabelecimentos, tanto ofertantes quanto demandantes de empréstimos (*Capital IQ Compustat database*). Combinadas, para dados trimestrais entre os anos de 1995 e 2009, permitem avaliar efeitos de características de ambos os lados da negociação creditícia sobre maturidade, quantidade e preço (*spread* das taxas de juros cobradas) dos empréstimos, bem como uma influência da taxa de juros média da economia sobre tal relação. Segundo os autores, a capacidade de controlar para as características dos emprestadores seria a vantagem de dados a níveis dos contratos para a mensuração do *balance sheet channel*.

A correlação parcial entre o *spread* dos empréstimos e a medida da posição financeira dos demandantes (razão entre dívidas totais e patrimônio líquido) é o objeto de apreciação do artigo. Para isso, controla-se para variáveis referentes às firmas demandantes de crédito (tamanho do ativo e liquidez), para características dos contratos (maturidade e quantidade dos

valores negociados) e informações bancárias (tamanho do ativo e capitalização). Finalmente, o canal de balanço patrimonial teria indícios de efeito relevante sobre a economia norte-americana caso medidas de política monetária afetassem a correlação mencionada. Os resultados suportam a teoria do canal de crédito pelo lado da demanda: a autoridade monetária é capaz de afetar a intensidade da relação entre o custo de empréstimos bancários e as características sinalizadoras dos tomadores.

### **2.3 Evidências do canal de balanço patrimonial para a economia brasileira**

A literatura nacional possui um número limitado de trabalhos que avalia empiricamente a existência do *balance sheet channel*. A maioria dos trabalhos expostos a seguir busca identificar variáveis representativas da posição financeira de firmas, ou que aparentam ter um poder sinalizador na negociação entre concedentes e tomadores de crédito. Os trabalhos encontram assimetrias no acesso ao crédito a partir de determinados atributos de demandantes, mas a conexão entre este fato e a política monetária é pouco apreciada.

Terra (2003) investiga se as empresas brasileiras têm suas decisões de investimento afetadas por restrições de crédito. Considerando dados anuais de 468 firmas industriais no período entre 1986 e 1997, a autora verifica se a razão entre fluxo de caixa e estoque de capital afeta a razão entre investimento e estoque de capital. Os resultados apontam que há restrição de crédito para firmas com menor nível de liquidez, embora esta relação seja mais suave com relação a firmas multinacionais e a empresas de grande porte. Assim, decisões de investimento são afetadas pela disponibilidade de financiamento externo e algumas características dos demandantes geram diferenças entre o tamanho da restrição ao crédito. O *balance sheet channel* atuaria neste cenário caso uma variação na política da autoridade monetária afetasse a relevância desta última relação, ou, de outra forma, caso afetasse diretamente uma das variáveis relevantes à restrição de crédito, o que não é apontado diretamente no estudo.

Kumar e Francisco (2005), utilizando dados de 2003 disponíveis pelo Banco Mundial através do *Investment Climate Survey*, procuram analisar as características determinantes das firmas para acesso ao crédito. Os resultados mostram que o tamanho das firmas (medido pelo número de trabalhadores) é o principal fator na obtenção de empréstimos, sendo que tal influência se dá de forma mais intensa em relação a financiamento de investimentos do que

em relação a financiamento de capital de giro. Há também indícios de que variáveis relativas ao desempenho financeiro das empresas não desempenham um papel relevante na obtenção de crédito, o que é um resultado contrário à proposta teórica do canal de balanço patrimonial.

Através de um modelo VAR, Denardin e Balbinotto (2008) investigam a influência de choques monetários sobre os balanços patrimoniais dos bancos. O trabalho analisa tanto o lado do passivo, através das contas de depósitos, quanto a composição de *portfolios* do ativo, especialmente no que se refere a quantidades e preços dos empréstimos realizados. Para o período entre julho de 2005 e agosto de 2006, testa-se a hipótese de que variáveis afetáveis pelo Banco Central são capazes de afetar diretamente indicadores de crédito agregados (volume de crédito livre e *spread* médio geral dos mesmos), além das características de demandantes de crédito que são relevantes na determinação de acesso a empréstimos (representados pelo índice de produção industrial geral).

Por meio das funções de resposta a impulso decorrentes do modelo, são encontrados inúmeros indícios favoráveis à presença do canal de crédito na economia brasileira: aponta-se, pelo lado do *banking lending*, um efeito intenso e imediato da taxa de juros sobre o volume de depósitos à vista e totais de bancos; há um efeito negativo significativo da SELIC sobre o agregado de crédito; há uma elevação no *spread* médio tanto para empréstimos pessoais quanto para os de capital de giro; quando de uma medida contracionista, há uma maior proporção de empréstimos em direção a firmas comparativamente a pessoas físicas, o que poderia ser um indício do *flight to quality* de Bernanke e Gertler (1995); e, finalmente, há uma relação positiva entre agregados de crédito e o índice de produção industrial geral, que, segundo o estudo, é vulnerável à taxa de juros determinada pela autoridade monetária.

Oliveira (2009) realiza análises empíricas com uma base de dados de empresas públicas no período entre o terceiro trimestre de 1994 e o terceiro trimestre de 2006. O trabalho busca identificar a reação de três variáveis referentes às empresas, dada uma contração monetária: razão entre estoques e ativo, receita operacional líquida dividida pelo ativo e dívida de curto prazo dividida pelo ativo.

Os efeitos identificados possuem maior magnitude com relação às firmas pequenas, o que seria indício de que a política monetária exerceria um maior efeito sobre as decisões de investimento destas empresas. Embora o artigo não apresente um teste específico, supõe-se que a variação dos indicadores apreciados, dada a contração monetária, gere uma mudança no prêmio de financiamento externo.

Dias Jr. e Denardin (2010), por meio de dados mensais para indicadores dos preços dos ativos de demandantes de crédito (valores das empresas listadas no BOVESPA como aproximações dos balanços patrimoniais referentes), testam a validade empírica do canal de balanço patrimonial para a economia brasileira, no período entre junho de 2000 e dezembro de 2009. Volume de empréstimos, com recursos livres e taxas pré-fixadas para pessoas físicas (crédito pessoal) e jurídicas (capital de giro), é utilizado como variável dependente da relação entre a autoridade monetária e saúde financeira dos clientes bancários. Outra variável analisada que poderia ser correlacionada com indicadores afetáveis pela política do Banco Central, é o *spread* médio geral, definido como a diferença entre a taxa média cobrada em operações de empréstimos e a taxa básica.

Os resultados do modelo estimado por VAR apontam para relações significativas e favoráveis à presença do *balance sheet channel* para o intervalo de tempo considerado no estudo. A política monetária altera o *spread* e as variáveis de empréstimos bancários na direção esperada dada a existência de assimetria de informações no mercado bancário; medidas contracionistas afetam negativamente os preços dos ativos indicados pela BOVESPA. Ainda, encontra-se uma relação direta entre indicadores da posição financeira dos demandantes afetáveis pela autoridade monetária e as características dos empréstimos: quanto menor o preço das ações, maiores o *spread* e a restrição no volume de crédito.

Castro, Melo e Carvalho (2011) utilizam dados de operações de clientes bancários com exposição consolidada no banco igual ou superior a R\$5.000,00, no período compreendido entre janeiro de 2003 e março de 2010. As firmas (tomadoras de empréstimo) foram caracterizadas em três diferentes medidas: tamanho, de acordo com o volume total de crédito tomado durante o intervalo temporal da amostra; classificação de risco, por uma medida de risco embutida na base de dados para cada operação de crédito; e em outra medida de risco, baseada em decis mensais do valor das taxas de juros cobradas em empréstimos. O tamanho das empresas parece ser significativamente relacionado com inadimplência em 10 das 14 instituições financeiras analisadas. As medidas de risco se mostram com bom poder preditivo para inadimplência em 13 das 14 instituições financeiras. Por fim, firmas mais antigas, demandantes de empréstimos maiores ou mais longos e clientes com relacionamento com um número baixo de bancos têm menor probabilidade de não honrar seus compromissos. Tais resultados seriam indícios de que as variáveis citadas funcionam como boas *proxies* para avaliação da capacidade financeira das empresas.

Assim, tais características foram incluídas como variáveis explicativas na análise do efeito de variações do PIB e da taxa básica de juros sobre as taxas cobradas em empréstimos de capital de giro, e sobre a maturidade e a quantidade de empréstimos desta modalidade obtidos pelos demandantes. Foram feitas regressões separadamente para cada instituição financeira, de forma a contornar uma influência do lado da oferta de crédito nos resultados (*banking lending channel*). As interações entre a variável representativa da posição financeira das firmas e as variáveis macroeconômicas (taxa básica de juros e PIB nacional) não se mostram significativas, indicando que o *balance sheet channel* não é ativo no Brasil, já que a interação entre uma medida de política monetária e um indicador das condições financeiras das firmas tomadoras não afeta características dos empréstimos, como valor, prazo e quantidade de operações obtidas em determinado período.

Oliveira e Ronchi Neto (2012) buscam evidenciar a existência de fatores determinantes comuns entre o prêmio de financiamento externo e a probabilidade de insolvência das corporações, além de avaliar em diferentes níveis a sensibilidade do ciclo de negócio das empresas às variações do prêmio de financiamento externo. São analisadas empresas de capital aberto não financeiras listadas na Bovespa entre o terceiro trimestre de 1994 e o terceiro trimestre de 2009.

A interpretação dos resultados do artigo é a de que indicadores da situação econômico-financeira das empresas são correlacionados com a probabilidade de insolvência das firmas. Ou seja, as variáveis representativas do prêmio de financiamento externo das firmas, como a razão entre dívidas de curto prazo e o valor de ativos, possuem empiricamente uma relação negativa com a posição financeira das firmas, sua capacidade de honrar compromissos financeiros. Assim, uma medida de resultados financeiros pode ser uma boa medida de acesso ao crédito e ao prêmio de financiamento externo.

A interação entre o ciclo de negócios das empresas (medido por uma razão entre estoques e ativos) e medidas de financiamento externo aponta especificidades relevantes a análises voltadas para o mercado brasileiro. O número de variáveis relevantes aos ciclos relacionadas com o prêmio de financiamento externo eleva-se a partir de 1999, ano em que modificações institucionais de condução de políticas fiscais, monetárias e cambiais geram um efeito positivo no tamanho do mercado de crédito interno; firmas com operações diretas com o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES apresentam ciclos de negócios menos sensíveis ao prêmio de financiamento externo; e setores indicados por forte

concorrência externa ou mercados por firmas de baixa escala apresentaram uma maior dependência de seus ciclos de negócios com relação às medidas do prêmio.

Desta forma, além da literatura brasileira relevante ao tema do canal de balanço patrimonial ser escassa, há uma heterogeneidade de abordagens e resultados. Observa-se também que o foco das pesquisas está alocado em dados de firmas ou de contratos individuais de empréstimos, exceção aos trabalhos que utilizam o método VAR para variáveis agregadas.

O próximo capítulo apresenta uma nova metodologia às anteriormente aplicadas para dados brasileiros. Utilizam-se dados individuais de agências bancárias e agregados de suas regiões geográficas referentes. A estratégia é baseada em Ashcraft e Campello (2007), com os objetivos de separar efeitos do *banking lending* do *balance sheet channel* e de controlar para características dos ofertantes de crédito. Assim, conforme os autores, a identificação do canal de balanço patrimonial através da relação dos clientes com os bancos seria possível. A utilização de dados de agências bancárias supera a possível limitação de trabalhos que utilizam dados de firma em não controlar para características dos ofertantes. Além disso, a seleção de grandes bancos, bem como a utilização de comparações de evolução das variáveis com as médias de variação dentro de uma mesma instituição, auxilia na eliminação de efeitos do canal de empréstimos bancários. Dados regionais permitem a observação de efeitos heterogêneos no setor de crédito, ao contrário dos trabalhos com variáveis agregadas. Por fim, os dados utilizados são de domínio público, algo pouco usual para a literatura referente.

### 3 IDENTIFICAÇÃO DO BALANCE SHEET CHANNEL PARA A ECONOMIA BRASILEIRA: METODOLOGIA E BASE DE DADOS

O capítulo anterior buscou definir conceitos relevantes ao canal de crédito de transmissão de política monetária e apresentar uma revisão bibliográfica de trabalhos que buscaram a identificação do mesmo pelo lado da demanda. Clientes de bancos sofrem efeitos direto e indireto de uma variação na política monetária. Diretos pelo canal tradicional, onde a autoridade monetária tem o poder de alterar sua riqueza e a capacidade de investimento, por variações em serviços de dívida, preço de ações e outros ativos, fluxos de caixa, etc. Indiretos pelo canal de balanço patrimonial, através do qual uma política contracionista, por exemplo, pode tornar o setor bancário mais criterioso quanto à concessão de empréstimos, dado o aumento da incerteza quanto à capacidade financeira dos demandantes (BERNANKE, GERTLER; 1995).

A metodologia aqui proposta busca obter indícios deste efeito indireto na economia brasileira, com uma estratégia de identificação inspirada em Ashcraft e Campello (2007). De forma inédita para estudos do *balance sheet channel* no Brasil, a representação da situação financeira da clientela das agências bancárias é feita por dados macroeconômicos das referentes localidades incluídas na base de dados. Esta forma de tratar o assunto gera algumas vantagens quanto às bases de dados usuais, que utilizam dados ao nível de firmas. Uma vantagem de ordem prática é a de que a obtenção de dados agregados regionais é mais acessível aos pesquisadores. De ordem teórica, sua utilização permite que se amplie para um nível agregado a ideia do *flight to quality* de Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996), que trate o *balance sheet channel* como uma fonte amplificadora de disparidades regionais na atividade econômica. Ainda no plano teórico, a identificação de monopólios locais de agências pertencentes a grandes instituições, combinada com a utilização de desvios da variação de crédito com relação à média do respectivo banco, gera um mecanismo relevante e distinto de outros estudos para o controle de variáveis que afetam o canal de crédito pelo lado da oferta.

As seções seguintes descrevem de forma detalhada a metodologia e dados utilizados.

### 3.1 Metodologia

A fórmula abaixo ilustra os fatores que afetam a resposta do volume de crédito de uma agência  $i$ , pertencente a um banco  $j$ , no período  $t$ , para determinada ação de política monetária  $PM$ , excluídos choques de conjuntura e efeitos de concorrência:

$$\delta(\Delta\text{Crédito}_{ijt})/\delta(PM_t) = f(D_{ijt}^{bs}; D_{ijt}^{pa}; S_{ijt}^{agência}; S_{jt}^{banco}) \quad (10)$$

Os termos  $D_{ijt}^{bs}$  e  $D_{ijt}^{pa}$  referem-se aos fatores ligados à demanda. O primeiro componente identifica o *balance sheet channel*, a parcela que explica a variação do crédito de determinada agência por uma modificação em sua sensibilidade às condições financeiras dos demandantes. É objeto de interesse deste trabalho. Já o segundo representa a influência direta de  $PM$  sobre os demandantes da agência: o poder do canal tradicional, conforme discutido anteriormente.

Já  $S_{ijt}^{agência}$  e  $S_{jt}^{banco}$  referem-se ao lado da oferta de empréstimos. Efeitos de  $PM$  sobre a disponibilidade e a composição de recursos no nível da agência são representados por  $S_{ijt}^{agência}$ , enquanto que  $S_{jt}^{banco}$  indica os mesmos efeitos ao nível do banco  $j$ . Assim, o somatório destes termos indica o poder do canal de empréstimos bancários.

Para identificação do canal de balanço patrimonial, busca-se primeiro a criação de um mecanismo que, mantendo-se constante os efeitos de características do lado da oferta sobre o crédito bancário, permita a observação das diferentes situações financeiras dos demandantes. A contribuição metodológica dos passos descritos a seguir reside neste ponto: buscar uma estimativa da relação entre sinalização da posição financeira dos demandantes e volume de crédito concedido por instituições financeiras controlada para efeitos de outras variáveis. É a partir desta relação que se pode avaliar a atuação da autoridade monetária sobre o setor bancário pelo lado da demanda do canal de crédito.

Para eliminação de efeitos da política monetária sobre o volume de empréstimos causados por sua influência nos recursos de agências bancárias ( $S_{ijt}^{agência}$ ), restringe-se a análise àquelas afiliadas a grandes bancos. Isso porque, conforme Kashyap e Stein (2000), Black e Rosen (2011) e Freixas e Rochet (2008), grandes bancos são menos sensíveis ao

*banking lending*. Eles possuem a capacidade de manter um alto volume de fundos financeiros por outras fontes além de depósitos, além de possuírem mercados de capital interno eficientes e dinâmicos. Usando a sensibilidade de variações de empréstimos com relação à variação de depósitos bancários, Ashcraft (2001) obtém resultados que apontam um “efeito de afiliação a grandes bancos” com poder similar a uma modificação substancial no total de capital de uma instituição não pertencente a uma grande *holding*. Isto é, para bancos afiliados a um grande grupo, substanciais aumentos nas restrições de acesso a depósitos geram choques pouco significativos no volume de empréstimos. Campello (2002) apresenta indícios de que subsidiárias de grandes bancos têm suas atividades menos restritas à obtenção de recursos do que outras instituições. Comparando pequenas instituições filiadas à grandes companhias com o restante da amostra, o autor encontra indícios de que agências pertencentes ao primeiro grupo são significativamente menos dependentes de seu próprio fluxo de caixa em períodos de contração monetária.

Ao invés de se avaliar a variação no volume de crédito de cada agência observada como variável de interesse, é utilizada a diferença entre esta e a variação média de todas aquelas pertencentes ao mesmo banco. Esse agrupamento faz com que possíveis influências de estratégia ou características de mercado dos bancos sejam limitadas. Além disso, controla para o efeito da política monetária no nível de bancos ( $S_{jt}^{banco}$ ), permitindo que se estude a alocação de fundos dentro de um conglomerado financeiro.

Depois, são mantidos na base de dados apenas estabelecimentos que detinham monopólio em sua cidade de atuação para o período considerado. Busca-se assim eliminar fatores de competição que afetem o equilíbrio entre a oferta de uma entidade maximizadora e sua demanda. Esta providência, para as bases de dados apresentadas a seguir, mantém na amostra apenas agências filiadas a cinco dos 12 bancos de maior ativo do Brasil. Ressalta-se novamente que diferentes bancos podem possuir estratégias distintas de mercado. Além disso, estas estratégias podem variar de acordo com o grau competitivo do ambiente onde se situa.

As diferenças entre a capacidade financeira dos clientes de cada uma das agências monopolistas incluídas na análise é representada por indicadores de atividade econômica de cada região incluída. Faz-se a suposição de que estabelecimentos situados em cidades monopolizadas possuem demandantes cuja saúde financeira está diretamente ligada à economia local, ou seja, o ritmo de crescimento em cada região é uma aproximação agregada das condições financeiras dos negócios dos demandantes. Strahan e Weston (1998) e Martins

(2012), para as economias americana e brasileira, respectivamente, encontram indícios favoráveis à suposição de que a clientela bancária em localidades de baixa competição possui sua renda ligada a fatores locais. Como o objetivo é avaliar a influência de ações da autoridade monetária sobre a percepção dos bancos quanto à capacidade de honrar dívidas de seus demandantes ( $D_{ijt}^{bs}$ ), comparam-se os dados de atividade regionais onde há atuação monopolista de determinado banco  $j$ .

Desta maneira, serão estimadas equações que busquem identificar a existência do canal de balanço patrimonial para a economia brasileira. Duas estratégias são utilizadas: uma em dois passos, utilizada por Ashcraft e Campello (2007), inspirada em Kashyap e Stein (2000); e outra em um único passo. Ambas buscam estimar uma possível influência da política monetária na relação entre as seguintes variáveis: i) desvios da variação do crédito da agência  $ij$  com relação à média de variação no banco  $j$  e ii) medida de representação do ritmo econômico da localidade referente à agência  $ij$  comparada com as outras regiões onde existam agências de  $j$ . A primeira estratégia estima uma correlação entre a política monetária e a sensibilidade de ofertantes de crédito à sinalização da condição financeira de seus demandantes. Já a de um passo verifica se a correlação parcial entre as variáveis citadas aumenta quando de um aumento na restrição de medidas adotadas pela autoridade monetária, conforme esperado pela teoria.

Pela estratégia em dois passos, estima-se primeiro a seguinte equação para cada período  $t$ :

$$DesvCred_{ij} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^n \pi_p DesvCred_{ij,t-p} + \sum_{p=1}^n \gamma_p DAtivLocal_{ij,t-p} + \sum_{p=1}^n \beta_p X_{ij,t-p} + \varepsilon_{ij} \quad (11)$$

$DesvCred_{ijt}$  é a diferença entre  $VarCred_{ijt}$  (variação do crédito concedido em  $t$  pela agência  $i$  pertencente ao banco  $j$  com relação ao período anterior  $t-1$ ) e a média de  $VarCred_{ijt}$  para o banco  $j$  no período  $t$ ;  $DAtivLocal_{ijt}$  é o desvio de  $AtivLocal_{ijt}$  (medida de atividade econômica da região onde se situa a agência  $ij$  no período  $t$ ) com relação à média de  $AtivLocal_{ijt}$  para as observações referentes a  $j$ ;  $X_{ijt}$  são medidas de características das agências em  $t$  (liquidez e tamanho), com o objetivo de controlar para possíveis fontes de variação do crédito devido à característica bancárias, caso o lado da oferta não tenha sido completamente esterilizado pela seleção exclusiva de subsidiárias monopolistas de grandes bancos e a utilização de

$DesvCred_{ijt}$  no lugar de  $VarCred_{ijt}$ . O subscrito  $p$  refere-se às defasagens incluídas no modelo;  $n$  representa o número de defasagens incluídas. O termo de erro para cada período  $t$  é  $\varepsilon_{ijt}$ .

Assim, controlando para defasagens de  $DesvCred_{ijt}$  e características  $X_{ijt}$  individuais de cada agência, busca-se observar indícios de uma relação significativa entre valores defasados dos desvios da medida econômica local e o valor dos desvios da variação no volume de crédito.

Em seguida, o segundo passo busca obter uma representação de influência da política monetária sobre a sensibilidade bancária à sinalização de estabilidade financeira dos demandantes. É estimada a seguinte equação:

$$Sensibilidade_t = \eta + \sum_p^n \lambda_p PM_{t-p} + v_t, \quad (12)$$

onde *Sensibilidade* é uma série temporal obtida após fazer a regressão referente a (11) para cada período, empilhando-se de forma ordenada cronologicamente o somatório dos coeficientes de  $DAtivLocal_{ijt}$  estimados;  $PM$  é uma medida de política monetária. Caso  $\sum_p^n \lambda_p PM_{t-p}$  estimado seja significativo, haveria uma indicação de que a política monetária é capaz de afetar a relação entre percepção bancária quanto à situação financeira de seus demandantes e volume de crédito. De outra forma, apontaria que a política monetária pode afetar a alocação de crédito em diferentes regiões: quanto mais restritiva a medida adotada pela autoridade, maior a proporção de empréstimos bancários destinados a regiões que apresentam indicadores de crescimento superiores às outras.

A estratégia em um passo é uma variação da apresentada anteriormente. Ao invés de se estimar duas equações, inclui-se um termo de interação na primeira. A equação resultante é estimada por um modelo de painel dinâmico com efeitos fixos  $v_{ij}$ :

$$DesvCred_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^n \pi_p DesvCred_{ij,t-p} + \sum_{p=1}^n \gamma_p DAtivLocal_{ij,t-p} + \sum_{p=1}^n \lambda_p PM_{t-p} * DAtivLocal_{ij,t-p} + \sum_{p=1}^n \beta_p X_{ij,t-p} + v_{ij} + \varepsilon_{ijt}, \quad (13)$$

Assim, espera-se que o efeito marginal de  $DAtivLocal_{ijt}$  com relação à variável dependente se altere de acordo com a política monetária adotada. Medidas de expansão

monetária, por exemplo, relaxariam a relação parcial entre a explicativa de interesse e a explicada.

### 3.2 Base de Dados

Dados de atividade econômica utilizados nas estratégias adotadas foram extraídos dos Relatórios Resumidos de Execução Orçamentária dos Poderes Executivos Municipais Brasileiros, através do Sistema de Coleta de dados Contábeis de Estados e Municípios – SISTN, disponível no site da Secretaria do Tesouro Nacional<sup>1</sup>. Foram utilizados dados bimestrais para a arrecadação de Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF), no período disponível do primeiro bimestre de 2009 ao sexto bimestre de 2013. Os valores são deflacionados pelo IPCA.

O IRRF incide sobre rendimentos do trabalho assalariado pagos por pessoas físicas ou jurídicas, rendimentos do trabalho não assalariado pagos por pessoas jurídicas, rendimentos de aluguéis e royalties pagos por pessoa jurídica e rendimentos pagos por serviços entre pessoas jurídicas. As alíquotas são comuns a todo o país, e não variam no período de análise. As bases de cálculo também são uniformes no Brasil. Supõe-se que suas correções ao longo do tempo tenham efeitos similares sobre a arrecadação de cada cidade considerada na amostra. Para cada ano entre 2009 e 2012, há um índice de correlação de Pearson não inferior a 0,98 entre as séries dos PIB's municipais (fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE) e das arrecadações anuais de IRRF correspondentes. O índice correspondente para as séries de variações anuais é sempre superior a 0,7.

É coletada a série de arrecadação de IRRF da principal cidade (maior PIB em 2009) dentro da microrregião onde cada agência monopolista atua. Conforme exposto na seção anterior, supõe-se que os demandantes das agências consideradas na base de dados possuam sua renda ligada à economia local. A escolha da principal cidade de cada microrregião diminui uma restrição de área de atuação dos demandantes, além de reduzir a perda de observações caso se optasse por utilizar séries das próprias cidades de cada monopólio (menos de 15% das mesmas possui informação completa para o período).

---

<sup>1</sup> Disponível em [https://www.contaspublicas.caixa.gov.br/sistncon\\_internet/index.jsp](https://www.contaspublicas.caixa.gov.br/sistncon_internet/index.jsp).

Para o procedimento de um único passo, foram também selecionados dados anuais para o período entre 2004 e 2012, dada a disponibilidade de informações sobre agências bancárias. As informações dos PIBs das principais cidades das microrregiões referentes às agências são retiradas do IBGE<sup>2</sup>.

Seguindo a metodologia proposta por Ashcraft e Campello (2007), a variável  $AtivLocal_{ijt}$  indicada na seção anterior é obtida, para os dados bimestrais, por exemplo, através da diferença entre a variação bimestral do IRRF arrecadado e um componente de tendência da série de variações bimestrais de arrecadação de IRRF, obtido por meio de um filtro de *Hodrick-Prescott*<sup>3</sup>. Os dados deflacionados são logaritmizados. Busca-se assim obter-se um valor do desvio do crescimento na microrregião da agência  $ij$  com relação a sua tendência de crescimento:

$$AtivLocal_{ijt} = (IRRF_{ij,t} - IRRF_{ij,t-1}) - \text{Componente de Tendência HP} (IRRF_{ij,t} - IRRF_{ij,t-1}) \quad (14)$$

Conforme indicado, a variável utilizada nas estratégias empíricas é o desvio de  $AtivLocal_{ijt}$  com relação à sua média em relação ao banco  $j$ ,  $DAtivLocal_{ijt}$ :

$$DAtivLocal_{ijt} = AtivLocal_{ijt} - Média_{jt}(AtivLocal_{ijt}). \quad (15)$$

Os dados das agências bancárias foram extraídos da base ESTBAN (Estatística Bancária por Município), fornecida no site do Banco Central do Brasil - BACEN, que contém informações mensais sobre as agências bancárias em funcionamento no país<sup>4</sup>. Seguindo a periodicidade das séries de IRRF e PIB, os dados mensais referentes ao período entre janeiro de 2009 e dezembro de 2013 (janeiro de 2004 e dezembro de 2012) são deflacionados pelo IPCA e transformados para dados bimestrais (anuais). Isso é feito através da média de dois em dois (doze em doze) meses das contas de estoque disponíveis relevantes.

<sup>2</sup> Disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/default.php>.

<sup>3</sup> O  $\lambda$  do filtro  $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - u_t)^2 + \lambda \frac{1}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(u_{t+1} - u_t) - (u_t - u_{t-1})]^2$  foi definido através do critério sugerido pelos autores:  $100 * (n^\circ \text{ períodos ao ano})^2$ ;  $\{u_t\}_{t=1}^T$  é a série de tendência que minimiza a expressão. Para os dados bimestrais e anuais, portanto,  $\lambda$  é respectivamente igual a 3600 e 100 (HODRICK e PRESCOTT, 1997).

<sup>4</sup> Disponível em <http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/estban.asp>.

A ESTBAN contém informações sobre o total de agências atuantes em cada cidade brasileira, sendo que, para as bases referentes ao período a partir de janeiro de 2011, há uma desagregação do total de agências em cada cidade. A divisão é feita de acordo com os bancos aos quais cada estabelecimento pertence. Com estas informações, juntamente com a relação de agências bancárias no país, disponibilizada mensalmente pelo BACEN desde 2007, foi possível criar uma base bimestral com 611 monopólios de cinco bancos identificados, com informações contínuas dentro do período relevante. Destes, 457 situam-se em microrregiões cuja principal cidade informou os valores bimestrais de arrecadação do IRRF de forma contínua entre 2009 e 2013. Para dados anuais, a base possui 510 agências com informações contínuas para o período entre 2004 e 2012, pertencentes ao mesmo grupo de bancos observado para dados bimestrais.

Uma série de procedimentos são tomados para a construção da variável dependente dos modelos  $DesvCred_{ijt}$ . Primeiro, define-se que o volume de empréstimos de uma agência em determinado período é dado pelo logaritmo do saldo da seguinte conta: total de operações de crédito, subtraindo-se financiamentos rurais, agroindustriais e imobiliários. O objetivo desta subtração é o de excluir contas que são compostas, majoritariamente, por empréstimos e financiamentos direcionados, cujas taxas não são determinadas exclusivamente pelo mercado (LUNDBERG, 2011).

Depois, define-se  $VarCred_{ijt}$  como a variação neste saldo das operações de crédito da agência  $ij$ . Finalmente  $DesvCred_{ijt}$  é dada por:

$$DesvCred_{ijt} = VarCred_{ijt} - Média_{jt}(VarCred_{ijt}) \quad (16)$$

Com relação às variáveis de controle individuais para cada estabelecimento incluído na amostra, a ESTBAN permite a construção das variáveis  $Tamanho_{ijt}$  e  $Liquidez_{ijt}$ .

Na literatura, o tamanho da instituição aparece como relevante em grande parte dos trabalhos que buscam identificar o canal de empréstimos<sup>5</sup>. Na teoria, espera-se que, quanto maior for o banco, menor será o custo de captação de recursos decorrente de uma assimetria informacional com seus fornecedores. Isso se deve ao fato de que o grau de assimetria informacional é menor com relação a grandes instituições. Como é uma variável diretamente

---

<sup>5</sup> Gambacorta (2005), Kashyap e Stein (2000) por exemplo.

ligada ao lado da oferta de empréstimos, a mesma é incluída para controlar qualquer efeito do *banking lending channel* não expurgado pela utilização de  $DesvCred_{ijt}$  de agências monopolistas pertencentes a um mesmo banco:

$$Tamanho_{ijt} = \log(Ativo\ Total_{ijt}), \quad (17)$$

Outra variável diretamente ligada com a capacidade de bancos levantarem recursos é a liquidez. Quanto maior o grau de liquidez de um estabelecimento, maior a facilidade de se obter recursos no mercado financeiro, pois é uma sinalização da capacidade de honrar dívidas. Além disso, quanto maior o grau de liquidez de um banco, menor a correspondente necessidade de reservas. Uma baixa necessidade de reservas para a operação de empréstimos bancários gera uma menor vulnerabilidade aos efeitos de uma política monetária contracionista sobre a relação entre bancos e seus depositantes. Kashyap e Stein (2000), dentre outros, apresentam resultados que indicam sensibilidade de empréstimos bancários à posse de ativos líquidos. Conforme Araújo (2012), define-se que a liquidez das agências bancárias será representada pelo resultado da razão entre o ativo líquido e o ativo total:

$$Liquidez_{ijt} = Ativo\ Líquido_{ijt} / Ativo\ Total_{ijt}, \quad (18)$$

em que o ativo líquido é dado pelo somatório das contas de disponibilidades, aplicações interfinanceiras de liquidez e títulos e valores mobiliários livres.

Feitas as explanações sobre as formas pelas quais as variáveis são construídas, apresenta-se a seguir, na Tabela 1, a média e o desvio-padrão das mesmas. Conforme dito anteriormente, são cinco os bancos incluídos nas amostras, que possuem um total de 457 agências monopolistas na base bimestral e 510 na anual. Para dados de maior frequência, a média de estabelecimentos por banco é de 91,4, sendo que aquele de menor representatividade possui 33, enquanto que o de maior presença possui 216. Há uma maior variabilidade nos dados anuais, onde o banco com menor representatividade possui 31 agências, contra 226 daquele mais frequente. Dado que a variável dependente dos modelos é construída a partir de uma variação temporal, 29 bimestres são incluídos na primeira amostra, a partir do segundo de 2009 até o último de 2013. Na base anual são oito anos, a partir de 2005.

Há uma grande variabilidade para a série de  $VarCred_{ijt}$ , onde o desvio-padrão das amostras é superior aos valores médios. As séries de liquidez apresentam padrão semelhante. Já as séries de  $AtivLocal_{ijt}$  e  $Tamanho_{ijt}$ , principalmente, são mais concentradas ao redor da média. Percebe-se que a variação bimestral do crédito é bem inferior ao desvio da medida de crescimento econômico com relação à sua tendência de crescimento, o que não se repete na base anual.

**TABELA 1 – Estatísticas descritivas da amostra de dados bimestrais**

Variável	Média (desvio-padrão): dados bimestrais	Média (desvio-padrão): dados anuais
Agências por banco	91,4 (68,016)	102 (77,26)
$VarCred_{ijt}$	0,0016 (0,007)	0,102 (0,128)
$Tamanho_{ijt}$	7,13 (0,351)	7,00 (0,395)
$Liquidez_{ijt}$	0,27 (0,262)	0,037 (0,034)
$AtivLocal_{ijt}$	0,0313 (0,018)	0,047 (0,01)
Nº bancos	5	5
Nº obs.	13253	4080

**Fontes:** ESTBAN, SISTN e IBGE.

O presente capítulo descreveu a metodologia utilizada na identificação de sinais da existência do canal de balanço patrimonial na economia brasileira. Além disso, foram descritas os dados e variáveis construídas que são utilizados nas estimações das equações (11), (12) e (13). Os resultados destas estimações são indicados a seguir.

## 4 RESULTADOS

Este capítulo apresenta os resultados das estimações referentes aos dois modelos propostos na seção de metodologia, com as variáveis adotadas a partir das bases de dados apontadas. Busca-se, através dos resultados, a obtenção de indícios sobre uma possível existência do canal de balanço patrimonial no Brasil, quando variáveis regionais são utilizadas na representação da sinalização do poder financeiro dos demandantes de instituições bancárias. A próxima seção refere-se à metodologia de dois passos inspirada em Ashcraft e Campello (2007), enquanto que a seguinte utiliza um modelo de único passo, com variável de interação entre as medidas de política monetária e atividade econômica.

### 4.1 Modelo de dois passos

O primeiro passo deste modelo consiste em estimar a equação (11) para cada bimestre possível dentro da amostra, dado o número de defasagens das variáveis explicativas incluídas. *DesvCred* é a variável dependente, enquanto defasagens da mesma, de *DAtivLocal* e dos controles das características individuais das agências monopolistas são as independentes.

Após a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para cada período, é criada uma série temporal do somatório dos coeficientes das defasagens da variável de atividade econômica. Esta série é definida como a representação da sensibilidade da variação de crédito quanto à sinalização da posição financeira dos demandantes das agências.

Para a base de dados bimestral, foram incluídas nas equações de primeiro passo três defasagens da dependente e de *DAtivLocal*, além de duas defasagens das variáveis de controle dos ofertantes de crédito (tamanho e liquidez). O número de variáveis explicativas defasadas foi determinado de forma que se incluísse até a última que aparenta não ser redundante ao modelo. As séries construídas dos somatórios dos coeficientes de *DAtivLocal* apresentam um alto grau de correlação para diferentes escolhas de número de defasagens.

Desta forma, a equação (11) é estimada em 26 períodos consecutivos na seguinte configuração:

$$DesvCred_{ij} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^3 \pi_p DesvCred_{ij,t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_p DAtivLocal_{ij,t-p} + \sum_{p=1}^2 \beta_p X_{ij,t-p} + \varepsilon_{ij}, \quad (19)$$

onde  $X$  é uma matriz que contém as observações das defasagens das variáveis *Tamanho* e *Liquidez*.

Assim como é possível pelo lado da oferta do canal de crédito que a variação de ativos emprestáveis seja mais ou menos relevante a partir da quantidade total de ativos dos bancos, é razoável raciocinar que indicadores de curto prazo da posição financeira dos clientes podem ser menos relevantes quanto maiores forem os respectivos portfólios. Com o objetivo de adicionar um controle de demanda no modelo, que pondere a variável do nível de atividade por um nível inicial de riqueza dos demandantes, a equação (19) é reestimada utilizando-se a seguinte variável:

$$DAtivLocal2_{ijt} = DAtivLocal_{ijt} / \ln(\text{PIB per capita}_{ij}) \quad (20)$$

Seguindo o exercício de utilização de variáveis agregadas, ponderam-se os desvios de curto prazo de atividade econômica pelo PIB per capita do ano anterior da respectiva cidade representativa da microrregião onde há agência monopolista.

As séries dos somatórios dos coeficientes das variáveis de demanda incluídas em (19) são denominadas de *Sensibilidade* e *Sensibilidade Ajustada*, para *DAtivLocal* e *DativLocal2*, respectivamente. Obtidas estas séries, passa-se ao segundo passo, que consiste em estimar a equação (12). Aqui, a taxa SELIC é adotada como medida de política monetária. Espera-se, portanto, que exista uma correlação parcial positiva entre a série criada no primeiro passo e a série da explicativa. Isso indicaria que quanto mais restritiva a política monetária, maior a sensibilidade do mercado de empréstimos bancários à sinalização de demandantes de sua atual posição financeira. Posto de outra forma, em conformidade com as variáveis adotadas neste trabalho, quanto maior for a taxa básica de juros definida pelo Banco Central, maior será o direcionamento de crédito para regiões mais aquecidas, que apresentem maiores níveis de atividade.

Como está se tratando de séries temporais, são feitos testes de raiz unitária para as séries construídas e para a SELIC bimestralizada. Os resultados são apresentados na Tabela 2:

**TABELA 2 – Testes de raiz unitária: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF)**

Variável	Termos Determinísticos	ADF	
		Defasagem	Estatística de Teste
Sensibilidade	Constante	p(AIC/SIC)=1	-2,85*
	Constante e Tendência	p(AIC/SIC)=1	-2,81
d(Sensibilidade)	Constante	p(AIC/SIC)=1	-3,82***
Sensibilidade Ajustada	Constante	p(AIC/SIC)=1	-1,86
	Constante e Tendência	p(AIC/SIC)=1	-1,8
d(Sens.Ajustada)	Constante	p(AIC/SIC)=1	-7,47***
SELIC	Constante	p(AIC/SIC)=1	-1,53
	Constante e Tendência	p(AIC/SIC)=1	-1,76
d(SELIC)	Constante	p(AIC/SIC)=1	-3,38**

**Nota:** As indicações p(AIC) e p(BIC) representam, respectivamente, o número de defasagens incluídas nos modelos segundo a minimização dos critérios de Akaike e Schwarz. As informações \*, \*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O número de defasagens incluídas nos testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é definido pelos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC). Testes são realizados com a inclusão de constante ou com constante e tendência linear. Para as três séries, não são rejeitadas as hipóteses de raiz unitária com as variáveis em nível. Apenas no caso de Sensibilidade, para o modelo com constante, a hipótese de raiz unitária é rejeitada a um nível de confiança de 10%. Para as séries em primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula dos modelos a 1% para as variáveis construídas e a 5% para a SELIC. Como testes com a adoção de um número maior de observações da SELIC indicam resultados semelhantes, adota-se a hipótese de que todas as variáveis são integradas de primeira ordem.

A equação (12) é estimada com as variáveis em nível, para evitar perda de informações advindas da diferenciação das variáveis. Para todos os modelos apresentados a seguir, testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado dos resíduos, analisados conforme a tabela de valores críticos de MacKinnon (1991), indicam que em nenhum dos modelos a regressão é espúria (ENDERS, 2003). Como a hipótese de não-estacionariedade dos resíduos é rejeitada, adota-se a hipótese de cointegração das séries.

A Tabela 3 apresenta os resultados da equação (12) em quatro modelos diferentes. Para todos eles, a variável explicativa de interesse é a primeira defasagem da SELIC bimestralizada. Nos primeiros dois modelos, a variável dependente é *Sensibilidade*, obtida pelos coeficientes de *DAtivLocal* nas equações do primeiro passo; nos modelos (3) e (4), a variável regredida é *Sensibilidade2*, derivada dos coeficientes de *DativLocal2*.

**TABELA 3 – Estratégia de Ashcraft e Campello (2007): Segundo Passo**

	Especificações do Modelo			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Constante</b>	<b>-0,029*</b> (0,052)	<b>-0,032**</b> (0,028)	<b>-0,029*</b> (0,055)	<b>-0,028**</b> (0,036)
<b>SELIC (em t-1)</b>	<b>1,69*</b> (0,076)	<b>1,794*</b> (0,056)	<b>1,945**</b> (0,037)	<b>1,9**</b> (0,025)
<b>Tendência</b>		<b>1*10<sup>-4</sup></b> (0,669)		<b>-4,72*10<sup>-5</sup></b> (0,859)
nº observações	26	26	26	26
R <sup>2</sup>	0,14	0,15	0,19	0,19
Teste F: (p-valor)	(0,06)	(0,14)	(0,04)	(0,07)

**Nota:** Tabela referente às estimações da equação 12. Variável dependente corresponde à série temporal construída através do primeiro passo da estratégia (equação 19). Coeficientes estimados através de mínimos quadrados ordinários. Erros consistentes para heterocedasticidade e autocorrelação são obtidos através de Newey-West (largura da banda igual a 2). As informações \*, \*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os termos entre parênteses são os p-valores. Modelos (1) e (2) possuem *Sensibilidade* como variável dependente, enquanto que *Sensibilidade2* é a regredida nos modelos (3) e (4).

Para todos os modelos, os coeficientes da variável de política monetária indicam que há uma correlação parcial positiva e significativa entre esta e as medidas de sensibilidade bancária quanto à sinalização da saúde econômica de diferentes microrregiões. É rejeitada a hipótese nula de que o coeficiente da SELIC defasada é igual a zero, ao nível de significância de 10% para os modelos com a variável *Sensibilidade* e a 5% para modelos referentes a *Sensibilidade2*. Variáveis de tendência não são significativas quando incluídas nos modelos (2) e (4). O p-valor do teste F de significância conjunta, entretanto, só não é superior a 0,05 na terceira configuração. Para os resíduos de todos os modelos, não há rejeição da hipótese de homocedasticidade (através de testes de White) e de ausência de autocorrelação (testes de Durbin-Watson).

Apesar do fato dos resultados do segundo passo indicarem um possível *balance sheet channel* para a economia brasileira em um nível agregado, as séries construídas a partir do primeiro passo indicam que a metodologia adotada deve ser vista com cautela. Tanto para *Sensibilidade* quanto para *Sensibilidade2*, metade das 26 observações apresentam sinal negativo. Isso indicaria que a sinalização das economias locais teria uma correlação parcial negativa com a variação de crédito, contrário ao que é determinado pela teoria do canal de crédito. Seguindo tal teoria, os resultados apontam que existe omissão de variável relevante ao modelo. Foram feitos testes em que se ajustou os controles de oferta por níveis da SELIC nos

períodos correspondentes, além de se incluir a variável de depósitos totais (ou também depósitos privados) das agências, que não se mostra significativa. Os resultados obtidos formaram séries de coeficientes com a mesma dinâmica às utilizadas no exercício de segundo passo apresentado.

Tais resultados são semelhantes aos obtidos em Aysun e Hepp (2011), que também utiliza a metodologia de dois passos de Ashcraft e Campello (2007). No caso do artigo, em 25% dos trimestres do período entre os anos de 1995 e 2009 encontra-se um sinal inesperado na relação entre a capacidade pagadora dos demandantes de crédito e o custo de seus empréstimos bancários. Ashcraft e Campello (2007) e Kashyap e Stein (2000) não fazem menção aos resultados das equações de primeiro passo.

#### 4.2 Modelo de um passo – painel dinâmico

Nesta seção serão apresentados os resultados da estimação econométrica da estratégia de passo único. Tenta-se, através de modelos com a inclusão de variável de interação entre medida de política monetária e atividade econômica local, obter indicativos de que o canal de balanço patrimonial se aplica para a economia brasileira quando analisado sob uma perspectiva regional.

O modelo da equação (13) é estimado através de uma regressão com efeitos fixos de dados em painel. Pela inclusão de defasagens da dependente, trata-se de um painel dinâmico estimado pela metodologia GMM atribuída a Arellano e Bond (1991). Nesta metodologia, diferenças das variáveis são utilizadas de forma a eliminar efeitos individuais. Além disso, variáveis defasadas são utilizadas como instrumentos destas variações, a partir da defasagem em que não há correlação com a variação dos resíduos contemporâneos. Em um modelo com efeitos fixos  $v_i$ , uma variável explicativa endógena e uma defasagem da dependente, por exemplo:

$$y_{it} = \alpha_1 y_{i,t-1} + \beta x_{it} + v_i + \varepsilon_{it}, \quad (21)$$

toma-se primeiras diferenças para eliminação dos efeitos fixos:

$$\Delta y_{it} = \gamma_1 \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it}. \quad (22)$$

Os regressores  $\Delta y_{i,t-1}$  ( $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ ) e  $\Delta x_{it}$  ( $x_{i,t} - x_{i,t-1}$ ) são correlacionados com o erro  $\Delta \varepsilon_{it}$  ( $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ ) - através de  $y_{i,t-1}$  para o primeiro termo. Entretanto,  $y_{i,t-2}$ ,  $x_{i,t-2}$  e seguintes defasagens não são correlacionadas com  $\Delta \varepsilon_{it}$ , o que autoriza sua utilização como instrumentos das variações contemporâneas correspondentes. Assim, tal metodologia permite a inclusão de variáveis explicativas endógenas no modelo (CAMERON, TRIVERDI; 2005).

Utiliza-se nas estimações feitas nesta dissertação o procedimento *twostep* Arellano e Bond (1991), que utiliza os resíduos de uma estimação GMM de primeiro passo para estimar a matriz de covariância dos momentos condicionais, ideal para a presença de resíduos não distribuídos de forma homogênea. A correção de Windmeijer (2005) é utilizada para evitar resíduos viesados para baixo, conforme observado pelo autor em diversos modelos em que se utilizou *twostep* Arellano e Bond (1991).

Para a equação (13), a partir da base bimestral, além das defasagens da dependente e do valor contemporâneo e defasagem das explicativas, são adicionadas *dummies* sazonais e uma variável de tendência. Os resultados com essas variáveis adicionais apresentam-se semelhantes aos obtidos quando da utilização de séries descontadas individualmente de fatores sazonais e de tendência. A SELIC, definida como variável exógena ao modelo, é adicionada em todos os modelos para controlar para possíveis efeitos diretos da política monetária sobre *DesvCred* não minimizados pela inclusão dos controles de oferta e processo de construção da variável dependente. *DAtivLocal*, *Liquidez* e *Tamanho* são consideradas variáveis endógenas, ou seja, assume-se que choque contemporâneos não captados no modelo sobre a variação de crédito de determinada agência podem estar correlacionados com a variação na medida de atividade econômica local e com as características individuais dos ofertantes.

São utilizadas três defasagens da dependente e o valor contemporâneo mais uma defasagem das explicativas. Esta configuração permite um modelo parcimonioso com obtenção de resíduos não autocorrelacionados de segunda ordem ou ordens superiores. Instrumentos são definidos através da informação do teste de Sargan. Para todos os modelos são incluídas cinco defasagens da dependente como instrumentos, além de duas defasagens da variável referente aos demandantes e dos controles de oferta. Assim, a equação (13) assume a seguinte forma:

$$DesvCred_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^3 \pi_p DesvCred_{ij,t-p} + \sum_{p=0}^1 \beta_p SELIC_{t-p} + \sum_{p=0}^1 \lambda_p DAtivLocal_{ij,t-p} + \sum_{p=0}^1 \gamma_p SELIC_{t-p} * DAtivLocal_{ij,t-p} + \sum_{p=0}^1 \theta_p X_{ij,t-p} + v_{ij} + \varepsilon_{ijt}, \quad (23)$$

Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 4. O coeficiente da defasagem da dependente representa o somatório dos coeficientes das três defasagens incluídas no modelo. Baseado em Ehrmann et. al. (2003) apresenta-se o coeficiente de longo prazo para as demais variáveis explicativas. Tal coeficiente é obtido através da seguinte fórmula:

$$\sum_{p=0}^1 b_p / (1 - \sum_{q=1}^3 a_q), \quad (24)$$

onde “b” é o coeficiente obtido de determinada variável explicativa e “p” o número de sua defasagem; “a” é coeficiente obtido da defasagem da variável dependente e “q” é o número de defasagens da mesma. Os erros-padrão dos coeficientes de longo prazo são obtidos pelo método delta, que aproxima a variância do parâmetro estimado através de uma expansão de Taylor de primeira ordem.

**TABELA 4 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com *DativLocal* como explicativa de interesse para dados bimestrais**

	Modelos Estimados		
	(1)	(2)	(3)
DesvCred (defasagens)	-0,131** (0,048)	-0,131** (0,049)	-0,129** (0,05)
SELIC	0,062 (0,704)	0,062 (0,702)	0,06 (0,71)
Tamanho	-0,019 (0,719)	-0,018 (0,723)	-0,003 (0,55)
Liquidez	0,03* (0,083)	0,03* (0,083)	0,031* (0,07)
DAtivLocal	0,01** (0,039)		-0,015 (0,96)
Selic*DativLocal		0,693** (0,032)	0,834 (0,68)
MA1 (p-valor)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
MA2 (p-valor)	(0,97)	(0,965)	(0,9621)
Teste Sargan (p-valor)	(0,21)	(0,21)	(0,12)
Nº observações	13.253	13.253	13.253

**Nota:** Tabela referente às estimações da equação 23. Variável dependente corresponde a *DesvCred*. Coeficientes estimados através da metodologia de GMM proposta por Arellano e Bond (1991). Testes de autocorrelação e de Sargan apresentados na tabela. Na estimação, foram utilizadas três defasagens da variável dependente e o valor contemporâneo mais uma defasagem das variáveis explicativas. Para a variável DAtivLocal e sua interação com a SELIC, foram utilizadas até duas defasagens das variáveis como instrumentos. As informações \*, \*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os termos entre parênteses são p-valores.

A partir da equação (23) são estimados três modelos: o primeiro não inclui a variável de interação, com o objetivo de verificar se *DAtivLocal* é uma representação da sinalização da atividade econômica regional que se apresenta estatisticamente significativa; o segundo, para comparação, utiliza *DativLocal* interada pela medida de política monetária; já o terceiro inclui tanto *DAtivLocal* quanto sua interação com a SELIC.

Os resultados dos dois primeiros modelos são praticamente idênticos. As defasagens da dependente possuem um somatório de coeficientes negativo e significativo a 5% para os três modelos. O sinal negativo pode ser interpretado como um indício de que agências cuja variação de crédito se situa acima da média de seu banco não continuarão nesta mesma posição por grandes períodos de tempo.

Enquanto a variável de tamanho não apresenta um coeficiente de longo prazo estatisticamente diferente de zero (nem mesmo os coeficientes de curto prazo são significativos), a liquidez apresenta-se para todos os modelos significativa a 10%. Mais do que isso, os coeficientes da variável que geram este de longo prazo são significativos a 1% tanto para o valor contemporâneo quanto para o valor defasado da variável. Ocorre que o sinal no nível contemporâneo é negativo, enquanto o sinal no nível defasado é positivo. Isso pode ser um indício de que mesmo agências pertencentes a grandes bancos são dependentes de seus ativos líquidos para fornecer empréstimos: a liquidez acumulada em períodos anteriores afeta positivamente a variação de crédito, mas há um *tradeoff* entre liquidez e volume de crédito para determinado período.

Com relação à variável representativa da posição financeira dos demandantes, encontra-se um coeficiente de longo prazo significativo a 5% nos dois primeiros modelos com o sinal esperado. Além disso, observa-se que não há uma diferença significativa ao se interar *DAtivLocal* e SELIC, pois a multiplicação do respectivo coeficiente do segundo modelo pela SELIC média bimestral para o período analisado (1,54%) gera um coeficiente praticamente idêntico ao valor encontrado no primeiro modelo.

Por fim, o terceiro modelo não apresenta os resultados esperados, Há uma manutenção das características citadas dos modelos anteriores para os números relacionados com as variáveis de controle. Entretanto, tanto o coeficiente de *DAtivLocal* quanto o de sua interação não são estatisticamente diferentes de zero.

Os modelos apresentados na Tabela 5 utilizam a mesma configuração citada para os modelos da Tabela 4, mas agora a variável explicativa de interesse é *DAtivLocal2*, conforme definida em (20).

Há algumas diferenças nos resultados a partir do momento em que se pondera o nível de atividade econômica regional pelo nível de riqueza respectivo. A primeira delas está no fato de que a variável com interação com a taxa SELIC passa a ser significativa ao nível de 1% no segundo modelo. Depois, no modelo em que se incluem simultaneamente *DAtivLocal2* e sua interação com a SELIC, os coeficientes de longo prazo são significativos a 10% e 5%, respectivamente.

**TABELA 5 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com *DativLocal2* como explicativa de interesse para dados bimestrais**

	Modelos Estimados		
	(1)	(2)	(3)
DesvCred (defasagens)	-0,129** (0,05)	-0,131** (0,05)	-0,142** (0,03)
SELIC	0,102 (0,523)	3,77*** (0,007)	10,39** (0,012)
Tamanho	-0,023 (0,646)	-0,029 (0,58)	-0,037 (0,50)
Liquidez	0,029* (0,081)	0,029* (0,0934)	-0,009 (0,68)
DAtivLocal2	0,011** (0,027)		-0,0284* (0,055)
SELIC*DativLocal2		0,916*** (0,008)	2,592** (0,013)
MA1 (p-valor)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
MA2 (p-valor)	(0,97)	(0,98)	(0,98)
Teste Sargan (p-valor)	(0,16)	(0,16)	(0,12)
Nº observações	13.253	13.253	13.253

**Nota:** Tabela referente às estimações da equação 23. Variável dependente corresponde a *DesvCred*. Coeficientes estimados através da metodologia de GMM proposta por Arellano e Bond (1991). Testes de autocorrelação e de Sargan apresentados na tabela. Na estimação, foram utilizadas três defasagens da variável dependente e o valor contemporâneo mais uma defasagem das variáveis explicativas. Para a variável *DAtivLocal2* e sua interação com a SELIC, foram utilizadas até duas defasagens das variáveis como instrumentos. As informações \*, \*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os termos entre parênteses são p-valores.

A exemplo dos resultados do terceiro modelo da Tabela 4, o coeficiente de *DAtivLocal2* é negativo no terceiro modelo da Tabela 5, quando a princípio se esperaria que o mesmo fosse positivo, conforme obtido para a variável de interação. Entretanto, mesmo com este sinal negativo, o efeito marginal total estimado da variável de demanda é positivo para qualquer período considerado no modelo, já que a multiplicação da menor SELIC do período (1,1%) e o coeficiente da variável de interação gera um valor superior ao coeficiente de longo prazo de *DAtivLocal2*.

Outra diferença está para a significância do coeficiente de longo prazo do valor contemporâneo e do valor defasado da SELIC. Rejeita-se a hipótese de que o mesmo seja igual a 0 nos segundo e terceiro modelo. Este resultado indica que a forma como a variável dependente foi construída, a forma como a amostra foi selecionada e a inclusão das variáveis de tamanho e liquidez não foram suficientes para controlar efeitos da SELIC na variação de crédito.

Testou-se a inclusão da variável de depósitos totais (ou depósitos privados), chave no lado da oferta do canal de crédito, bem como o ajuste das variáveis de controle de oferta pela SELIC, para tentar obter resultados onde a SELIC não fosse significativa. A inclusão da variável de controle adicional não modifica a significância dos resultados. Por outro lado, a utilização de interações das variáveis de tamanho e liquidez pela SELIC faz com que esta última não tenha coeficiente individual de longo prazo significativo. Este seria um indício de que mesmo para agências filiadas a grandes bancos há um efeito do canal de empréstimos bancários sobre a variação total de crédito.

### **4.3 Modelo de um passo para amostra alternativa – dados anuais**

O procedimento de um passo foi repetido para a base anual, com o objetivo de testar a robustez dos resultados obtidos com as informações bimestrais. Para isto, além da frequência temporal distinta, são utilizadas séries dos PIBs municipais de interesse, que permitem a inclusão de um maior número de anos nas estimações ao substituir a alternativa das arrecadações de IRRF. Variáveis são construídas conforme exposto ao longo do capítulo, com a diferença que observações mensais de dados bancários são agregados em médias anuais, e a variável representativa de cada microrregião é o PIB municipal da maior cidade referente.

Nas estimações dos painéis dinâmicos, são utilizadas duas defasagens da dependente *DesvCred*, o valor contemporâneo de *DAtivLocal* (*DAtivLocal2*) e o valor contemporâneo mais uma defasagem das variáveis *Liquidez* e *Tamanho*, com o objetivo de se obter modelos parcimoniosos com resíduos não autocorrelacionados a partir da segunda ordem. O valor contemporâneo da taxa Selic também é incluído como variável exógena. Instrumentos são definidos através da informação do teste de Sargan. Para todos os modelos são incluídas uma defasagem da dependente como instrumento, além de duas defasagens da variável referente

aos demandantes e uma defasagem dos controles de oferta. A equação (13) assume a seguinte forma:

$$DesvCred_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{p=1}^2 \pi_p DesvCred_{ij,t-p} + \beta_1 SELIC_t + \beta_2 DAtivLocal_{ij,t} + \beta_3 SELIC_t * DAtivLocal_{ij,t} + \sum_{p=0}^1 \theta_p X_{ij,t-p} + v_{ij} + \varepsilon_{ijt}, \quad (25)$$

Os resultados do modelo para *DAtivLocal* e *DAtivLocal2* como representativas da situação financeira dos clientes estão dispostos em anexo, nas Tabela 6 e 7, respectivamente. São indicados os coeficientes de longo prazo para os regressores e o somatório dos coeficientes das defasagens da dependente.

Com relação a *DAtivLocal* os resultados dos modelos são semelhantes aos apresentados na Tabela 4. Há coeficientes de longo prazo significativos a 10% e com sinal esperado para as especificações (1) e (2), mas a magnitude dos mesmos não difere quando se multiplica aquele obtido em (2) pelo valor médio da taxa SELIC. No terceiro modelo, apesar de ambos os coeficientes apresentarem sinal positivo, não são significativamente diferentes de zero.

O somatório dos coeficientes das defasagens da dependente é agora positivo, indicando uma persistência na posição da variação anual de crédito das agências quanto à média de variação de seus bancos. Ao contrário da análise dos dados de maior frequência, agora é *Tamanho*, e não *Liquidez*, que parece ter uma relação direta e significativa com a dependente. Isso se aplica aos três modelos. A SELIC não é significativamente diferente de zero em nenhum dos modelos.

Já para *DAtivLocal2*, apenas no modelo (1) se observa um coeficiente de longo prazo significativo. Assim como os resultados da Tabela 6, a variável de controle *Tamanho* parece afetar positivamente a diferença entre a variação anual de crédito das agências de um banco e a respectiva média. *Liquidez* não possui coeficiente significativo em nenhum dos modelos, a exemplo das defasagens da dependente. A SELIC, por sua vez, apresenta um coeficiente de correlação parcial negativo e significativo no modelo (2).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação examinou a possibilidade de existência do *balance sheet channel* na economia brasileira. Foram utilizados dados de agências bancárias monopolistas em suas cidades, pertencentes a grandes bancos, e dados regionais de atividade econômica. A metodologia utilizada adiciona à literatura voltada a dados nacionais ao criar uma série de mecanismos que buscam separar a influência da política monetária sobre o vínculo entre a variação de empréstimos e a percepção da posição financeira dos demandantes dos demais efeitos que a primeira exerce no mercado de crédito.

Os resultados da estratégia em dois passos, conforme Ashcraft e Campello (2007), apontam para uma influência significativa e positiva da taxa de juros sobre a sensibilidade bancária a variações nos indicadores de renda locais, assumidos como representativos da situação econômica dos demandantes de crédito. Entretanto, de forma semelhante aos resultados do estudo de Aysun e Hepp (2011), os resultados do primeiro passo inspiram cuidados na análise. O somatório dos coeficientes de correlação parcial de interesse, entre a dependente (desvios de variação de crédito das agências com relação à média dos respectivos bancos) e medidas de sinalização da posição financeira dos clientes de bimestres anteriores, apresenta sinal inesperado em metade dos bimestres considerados.

O exercício de um único passo apresenta resultados distintos na frequência bimestral, de acordo com a ponderação da medida de atividade econômica local por um indicador do grau de riqueza médio dos demandantes de empréstimos bancários. Para a variável de demanda sem ponderação, encontra-se uma relação positiva e significativa com a regressão dos modelos, seja a primeira inteirada ou não pela medida de política monetária. Os resultados indicam que o grau de correlação parcial não varia com a inclusão do fator de interação. Quando se inclui tanto a medida de atividade econômica regional quanto a variável de interação com a taxa SELIC, não há indícios de que estas variáveis afetem significativamente as decisões de empréstimos por parte das agências.

Para a variável explicativa de interesse ponderada pelo PIB *per capita* correspondente, na construção de uma medida que leve em conta a riqueza média dos clientes bancários, os resultados diferem no modelo completo (com variável de interação inclusa, com o objetivo de verificar uma intensificação da correlação parcial entre desvios de crédito e desvios de rendas

regionais a partir de níveis mais elevados da taxa SELIC). Há neste modelo um indício de que, quanto maior a taxa de juros, maior a relevância de indicadores da condição financeira de demandantes de crédito nas definições de concessão de crédito bancário.

Ainda nos modelos de passo único com frequência bimestral, observa-se pelo somatório dos coeficientes das defasagens da dependente um indicativo de que as agências bancárias não se mantêm por muitos períodos com uma variação no volume de crédito superior à média de variação de seus respectivos bancos. A taxa SELIC correlaciona-se individualmente com a variável regredida de forma significativa nos modelos em que há interação com a medida de intensidade de economias locais ponderada pelo nível de renda médio referente. Entretanto, tal relação é dissipada caso se utilize variáveis de controle das características dos ofertantes inteiradas pela taxa. Este resultado indicaria que, apesar dos procedimentos adotados metodologicamente, ainda existem efeitos de variáveis pelo lado da oferta não controlados totalmente. É possível que as agências da amostra considerada não sejam totalmente imunes ao *banking lending channel* por pertencerem a grandes instituições financeiras. É a mesma conclusão obtida pela avaliação dos significativos coeficientes referentes à medida de liquidez das agências. Para os mais diversos modelos, percebe-se uma indicação de *tradeoff* entre posse de ativos líquidos e volume de empréstimos das agências. Há uma correlação parcial positiva da liquidez em períodos anteriores sobre a variação atual de crédito, mas a correlação desta com a liquidez contemporânea é negativa.

Os resultados para a base de frequência anual se assemelham com os da base bimestral quando a variável de interesse não é ponderada pela renda média. Encontra-se uma relação positiva e significativa entre a mesma e os desvios de crédito, sendo que a multiplicação pela SELIC não afeta os resultados de forma significativa. Novamente, quando da inclusão da interação com a medida de política monetária simultaneamente com a medida de atividade regional, não se encontram os resultados esperados: os coeficientes de ambas as variáveis são positivos, mas não significativamente distintos de zero. Os resultados com a ponderação da representação da sinalização da posição financeira dos demandantes pela respectiva riqueza média são semelhantes, embora na situação em que utiliza apenas a variável inteirada pela taxa SELIC, além dos controles do modelo, não se encontre uma relação estatisticamente relevante entre a primeira e os desvios de crédito bancários.

Ao contrário dos indicativos referentes aos modelos que utilizaram a base bimestral, os coeficientes dos valores anuais defasados da dependente são positivos em todas as especificações adotadas. Não há, portanto, indícios de que as variações de crédito de uma

agência são mantidas próximas à média das variações de todas as agências do seu respectivo banco. Os controles das características dos ofertantes também apresentam conclusões distintas com a nova periodicidade. No caso dos dados anuais, é o tamanho dos bancos que afeta de forma direta e significativa a variação no volume de crédito.

Em resumo, além dos dados anuais não indicarem o *balance sheet channel* na referente frequência, os resultados da aplicação da metodologia proposta apresentam-se ambíguos para a base de dados bimestral. O modelo em dois passos indica um efeito da política monetária sobre a sensibilidade bancária às medidas de atividade econômica regional, embora haja uma possível limitação de especificação das equações do primeiro passo. Já para os modelos em painel, observa-se que a variável representativa dos demandantes é significativa ao regredir os desvios de crédito das agências bancárias. Entretanto, um resultado que indica que esta relação é intensificada pelo nível da taxa de juros só é obtido, e assim caracteriza o canal de balanço patrimonial, quando da utilização da variável de demanda ponderada pela renda *per capita*.

A metodologia proposta é a principal contribuição do trabalho. Controles para aspectos de competição entre instituições financeiras, bem como para características próprias de agências e bancos, podem ser levados em consideração e adaptados para trabalhos futuros. Um melhor entendimento dos efeitos de afiliação a grandes bancos sobre a vulnerabilidade ao canal de empréstimos também pode ser considerado, dada à relevância dos controles de oferta indicada pelos resultados dos modelos em painel. Conforme o artigo de Aysun e Hepp (2011), que amplia o estudo de Ashcraft e Campello (2007) para a economia norte-americana, a utilização da mesma proposta para diferentes bases de dados (em caso de disponibilidade para os pesquisadores), que contenham informações sobre contratos de empréstimos e dados adicionais dos bancos, por exemplo, pode ser útil para o melhor entendimento da atuação do canal de balanço patrimonial na economia brasileira.

## REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, F. A. Instituições Bancárias e Transmissão de Política Monetária: um Estudo Microeconômico Aplicado ao Brasil. Dissertação (Mestrado em Economia) – **CEDEPLAR/UFMG**, Belo Horizonte, 2013. **Disponível em:**  
< <http://www.bibliotecadigital.ufmg.br/dspace/handle/1843/AMSA-954LBY>>
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58 (2), p 277-297. Abril de 1991.
- ASHCRAFT, A. New Evidence on the Lending Channel. **Staff Reports 136, Federal Reserve Bank of New York**. 2001
- ASHCRAFT, A., CAMPELLO, M. Firm balance sheets and monetary policy transmission. **Journal of Monetary Economics** 54, 1515-1528, 2007.
- AYSUN, U.; HEPP, R. Identifying the balance sheet and lending channel of monetary transmission: A loan-level analysis. **Working Papers 2011-01, University of Central Florida, Department of Economics**. 2011.
- BERNANKE, B. Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression. **American Economic Review**, v. 73 (3), p.256-76. 1983.
- BERNANKE, B. Credit in the Macroeconomy. **Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review**, (spring 1993), p 50—70, 1993.
- BERNANKE, B. The Financial Accelerator and the Credit Channel. Speech at the The Credit Channel of Monetary Policy. **Twenty-first Century Conference, Federal Reserve Bank of Atlanta**, Atlanta, Georgia. 2007.
- BERNANKE, B. e GERTLER, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. **Journal of Economic Perspectives** 9: p.27-48, 1995.
- BERNANKE, B; GERTLER, M; GILCHRIST, S. The financial accelerator and the flight to quality. **The Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1, p. 1-15, February 1996.
- BERNANKE, B; GERTLER, M; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. Em J. B. Taylor & M. Woodford (ed.) **Handbook of Macroeconomics**, edição 1, v. 1, capítulo, p. 1341-1393, Elsevier. 1999.
- BLACK, L. K; ROSEN, R. J. The effect of monetary policy on the availability of credit: How the credit channel works. **Working Papers Series 13, Federal Reserve Bank of Chicago**, March 2011.
- BLUM, D; NAKANE, I. M. O impacto de requerimentos de capital na oferta de crédito bancário no Brasil. **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia**. ANPEC – Associação dos Centros de Pós-Graduação em Economia, Dezembro 2005.
- BONDT, G. The balance sheet channel of monetary policy: first empirical evidence for the Euro area corporate bond market. **International Journal of Finance and Economics**, v. 9 (3), p. 219-228. Julho, 2004.

BORIO, C. e ZHU, H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? **Journal of Financial Stability**. 2012.

BOUGHEAS, S.; MIZEN, P.; YALCIN, C. Access to external finance: Theory and evidence on the impact of monetary policy and firm-specific characteristics. **Journal of Banking and Finance**, v. 30 (1), p. 199-227, 2006.

BRESCIANI, S. M. Política Monetária e o Canal de Crédito Bancário: Verificação da existência do canal de crédito no Brasil no período de janeiro de 2000 a março de 2007. Dissertação (Mestrado em Economia) - **EESP/FGV**, São Paulo, 2008.

CAMERON, C.; TIVERDI, P. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, Nova Iorque. 2005.

CAMPELLO, M. Internal capital markets in financial conglomerates: evidence from small bank responses to monetary policy. **Journal of Finance**, v. 57, p. 2773–2805, 2002.

CASTRO, M. R; MELLO, J. M. P.; CARVALHO, C. V. Três ensaios sobre crédito e transmissão de política monetária. 2011. 237 f. Tese (Doutorado) - **Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia**, 2011. Disponível em: <[http://www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/biblioteca/php/mostrateses.php?open=1&arqtese=0621295\\_2011\\_Indice.html](http://www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/biblioteca/php/mostrateses.php?open=1&arqtese=0621295_2011_Indice.html)>

COELHO, C. A., MELLO, J. M. P. e GARCIA, M. G. P. Identifying the Bank Lending Channel in Brazil through Data Frequency. **PUC-Rio. Texto para Discussão N° 574**. 2010

DENARDIN, Anderson A.; BALBINOTTO NETO, Giacomo. O mecanismo de transmissão da política monetária: evidências empíricas para o canal do empréstimo bancário no Brasil. **Anais do XI Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC Sul**, 2008.

DIAS JR, P. H ; DENARDIN, A. A. . Mecanismo de Transmissão da Política Monetária Via Balanço Patrimonial para o Período Pós Plano Real. **Anais do XIII Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC SUL**, 2010.

EHRMANN, M., GAMBACORTA, L., MARTINEZ PAGÉS, J., SEVESTRE, P. e WORMS, A. Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area. Em: ANGELONI, L., KASHYAP, A. e MOJON, B. (Eds.). **Monetary Policy Transmission in the Euro Area**. Cambridge University Press, Reino Unido. 2003.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, 2nd Edition. Wiley, John and Sons. 2003

FAZZIRI, S.; HUBBARD, R.; PETERSEN, B. Financial Constraints and Corporate Investment. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1988 (1), p. 141-195, 1988.

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

FREIXAS, X. e ROCHET, J. *Microeconomics of Banking*. Cambridge: **The MIT Press**, 2008.

GAMBACORTA, L. Inside the Bank Lending Channel. **European Economic Review** 49, p.1737-59, 2005.

GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The cyclical behavior of short term business lending: implications for financial propagation mechanisms. **Finance and Economics Discussions Series, 93-6, Board of Governors of the Federal Reserve System**. 1993.

- GERTLER, M., GILCHRIST, S. Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. **Quarterly Journal of Economics**, 109, 309–340, 1994.
- GRAMINHO, F. M. O Canal de Empréstimos Bancários no Brasil: Uma Evidência Microeconômica. 2002. Dissertação (Mestrado em Economia) - **EPGE/FGV**, Rio de Janeiro, 2002.
- HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Banking, Credit and Banking**, v. 29 (1), p. 1-16, 1997.
- HUBBARD, G. Is There a “Credit Channel” for Monetary Policy? **The Federal Reserve Bank of St. Louis Review**. Maio/Junho, p.63-77, 1995.
- IANAZE, A. Efeito da Política Monetária sobre a Qualidade do Crédito Bancário no Brasil. 2011. Dissertação (Mestrado em Economia) - **EESP/FGV**, São Paulo, 2011.
- JIMENEZ, G.; ONGENA, S.; PEYDRÓ, J. L.; SAURINA, J. Credit Supply: Identifying balance sheet channels with loan applications and granted loans. **Working Papers Series 1179, European Central Bank**. Abril, 2010.
- KASHYAP, A.; LAMONT, O.; STEIN, J. Credit Conditions and the Cyclical Behavior of Inventories. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, 565-592, 2004.
- KASHYAP, A., STEIN, J. The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 1994
- KASHYAP, A., STEIN, J. What do one million observations on banks have to say about the transmission of monetary policy? **American Economic Review** 90, 407–428, 2000.
- KIYOTAKI, N.; MOORE, J. Credit Cycles. **Journal of Political Economy**, v. 105, n. 2, p.211-48. Abril, 1997.
- KUMAR, A; FRANCISCO, M. Enterprize size, financing patterns, and credit constraints in Brazil: Analysis of data from the investment climate assessment survey. **Working Papers 49, World Bank**, 2010.
- LANG, W.; NAKAMURA, L. ‘Flight to quality’ in banking and economic activity. **Journal of Monetary Economics**, v. 36 (1), p. 145-14. Agosto, 2005.
- LUNDBERG, E. L. Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que Diferencia o Mercado de Crédito Brasileiro?. **Trabalho para Discussão 258, Banco Central do Brasil**. 2011.
- MACKINNON, J. G. Critical Values for Cointegration Tests. Em Engle, R. F. e Granger C. W. J. (ed), **Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration**, Oxford University Press, Nova Iorque. 1991.
- MARTINS, B. S. Financial instability and credit constraints: Evidence from the cost of banking financing. **Working Papers Series 221, Central Bank of Brazil**. Novembro 2010.
- MARTINS, B. S. Estrutura de Mercado Local e Competição Bancária: evidências no mercado de financiamento de veículos. **Trabalho para Discussão 299, Banco Central do Brasil**. Novembro, 2012.
- MISHKIN, F. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of Economic Perspectives**. 9(4): 3-10, 1995.

- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **American Economic Review** **48** (3), 261–297, 1958.
- MORGAN, D. The Credit Effects of Monetary Policy: Evidence using loan commitments. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 30 (1), p. 102-118. Fevereiro, 2008.
- OLINER, S. D.; RUDEBUSCH, G. D. Is there a broad credit channel for monetary policy? **Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco**, p. 3-13, 1996.
- OLIVEIRA, F. Effects of Monetary Policy on Firms in Brazil: An Empirical Analysis of the Balance Sheet Channel. **Brazilian Review of Econometrics**. Volume 29, Nº 2, 2009.
- OLIVEIRA, F.; NETO, R. M. A Relevância do Canal de Empréstimos Bancários no Brasil. **Revista Brasileira de Finanças** **6** (3), p.357-409, 2008.
- OLIVEIRA, F.; RONCHI NETO, A. An empirical analysis of the external finance premium of public non-financial corporations in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**. Volume 3, nº 3. Rio de Janeiro, julho/setembro 2012.
- PASSOS, F. V. Transmissão da Política Monetária: Canal de Empréstimos Bancários no Brasil no Período 2000-2010. Dissertação (Mestrado em Economia) - **IBMEC/RJ**, Rio de Janeiro, 2010.
- ROMER, C. D. e ROMER, D. H. New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism. **Brookings Papers on Economic Activity**: p.149-214. 1990.
- SOUZA-SOBRINHO, N. F. Uma Avaliação do Canal de Crédito no Brasil. **25º Prêmio BNDES de Economia**. Rio de Janeiro. 2003.
- STIGLITZ, J.E.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information, **American Economic Review**, 71, 393-410, 1981.
- STRAHAN, P., WESTON, J. Small business lending and the changing structure of the banking industry. **Journal of Banking and Finance** **22**, 821–845, 1998.
- TAYLOR, J. Alternative Views of the Monetary Transmission Mecanism: What Difference Do They Make for Monetary Policy? **Oxford Review Of Economic Policy**, v. 6, 14, nº 4, 2000.
- TAKEDA, T., ROCHA, F. e NAKANE, M. The Reaction of Banking Lending to Monetary Policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia** **59**, 107-26, 2005.
- TERRA, M. C. T. Credit constraints in Brazilian firms: Evidence from panel data. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 2, p. 433-464, Abril 2003.
- WALSH, C. Monetary theory and policy. Cambridge, MA: **The MIT Press**, 1998.
- WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126 (1), p. 25-51, 2005.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge, Massachusetts. 2002.

## ANEXOS

**TABELA 6 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com *DativLocal* como explicativa de interesse para dados anuais**

	Modelos Estimados		
	(1)	(2)	(3)
DesvCred (defasagens)	0,098* (0,051)	0,095* (0,058)	0,122 (0,42)
SELIC	-0,7 (0,104)	-0,675 (0,12)	-1,27 (0,16)
Tamanho	0,48*** (0,001)	0,479*** (0,001)	0,519** (0,02)
Liquidez	0,136 (0,61)	0,149 (0,58)	0,244 (0,46)
DAtivLocal	0,29* (0,07)		0,097 (0,97)
Selic*DativLocal		2,36* (0,092)	1,47 (0,95)
MA1 (p-valor)	(0)	(0)	(0)
MA2 (p-valor)	(0,27)	(0,25)	(0,82)
Teste Sargan (p-valor)	(0,22)	(0,2)	(0,33)
Nº observações	4.080	4.080	4.080

**Nota:** Tabela referente às estimações da equação 25. Variável dependente corresponde a *DesvCred*. Coeficientes estimados através da metodologia de GMM proposta por Arellano e Bond (1991). Testes de autocorrelação e de Sargan apresentados na tabela. Na estimação, foram utilizadas duas defasagens da variável dependente, o valor contemporâneo de *DativLocal* e SELIC, o valor contemporâneo mais uma defasagem das demais explicativas. Para a variável *DAtivLocal* e sua interação com a SELIC, foram utilizadas até duas defasagens das variáveis como instrumentos. As informações \*, \*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os termos entre parênteses são p-valores.

**TABELA 7 – Estratégia em um passo: estimações do painel dinâmico com *DativLocal2* como explicativa de interesse para dados anuais**

	Modelos Estimados		
	(1)	(2)	(3)
DesvCred (defasagens)	0,095 (0,46)	0,056 (0,65)	0,135 (0,32)
SELIC	1,47 (0,35)	-4,05** (0,04)	-1,6 (0,58)
Tamanho	0,50*** (0,001)	0,587*** (0,001)	0,617*** (0,001)
Liquidez	0,053 (0,84)	0,06 (0,80)	0,104 (0,72)
DAtivLocal2	0,37* (0,08)		0,345 (0,124)
Selic*DativLocal2		0,74 (0,14)	0,77 (0,24)
MA1 (p-valor)	(0)	(0)	(0)
MA2 (p-valor)	(0,53)	(0,48)	(0,38)
Teste Sargan (p-valor)	(0,32)	(0,14)	(0,35)
Nº observações	4.080	4.080	4.080

**Nota:** Tabela referente às estimações da equação 25. Variável dependente corresponde a *DesvCred*. Coeficientes estimados através da metodologia de GMM proposta por Arellano e Bond (1991). Testes de autocorrelação e de Sargan apresentados na tabela. Na estimação, foram utilizadas duas defasagens da variável dependente, o valor contemporâneo de *DativLocal2* e SELIC, o valor contemporâneo mais uma defasagem das demais explicativas. Para a variável *DAtivLocal2* e sua interação com a SELIC, foram utilizadas até duas defasagens das variáveis como instrumentos. As informações \*, \*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os termos entre parênteses são p-valores.