

Natalie Pacheco Victal de  
Oliveira

Heterogeneidade na resposta de  
instituições financeiras à política  
monetária

Evidência com base em um FAVAR

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Programa de Pós-graduação em Economia

Rio de Janeiro  
Abril de 2014



**Natalie Pacheco Victal de Oliveira**

**Heterogeneidade na resposta de instituições  
financeiras à política monetária**

**Evidência com base em um FAVAR**

**Dissertação de Mestrado**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia da PUC-Rio

Orientador: Prof. Carlos Viana de Carvalho

Rio de Janeiro  
Abril de 2014

**Natalie Pacheco Victal de Oliveira**

**Heterogeneidade na resposta de instituições  
financeiras à política monetária**

**Evidência com base em um FAVAR**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

**Prof. Carlos Viana de Carvalho**

Orientador

Departamento de Economia — PUC-Rio

**Prof. Tiago Berriel**

Departamento de Economia — PUC-Rio

**Prof. João Manuel Pinho de Mello**

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

**Prof<sup>a</sup>. Monica Herz**

Coordenadora Setorial do Centro de Ciências Sociais – PUC-Rio

Rio de Janeiro, 02 de Abril de 2014

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

### **Natalie Pacheco Victal de Oliveira**

Graduou-se em Ciências Econômicas no Instituto de Economia - UFRJ (Rio de Janeiro, Brasil).

#### Ficha Catalográfica

Oliveira, Natalie Pacheco Victal de

Heterogeneidade na resposta de instituições financeiras à política monetária: evidência com base em um FAVAR / Natalie Pacheco Victal de Oliveira; orientador: Prof. Carlos Viana de Carvalho. — Rio de Janeiro : PUC-Rio, Departamento de Economia, 2014.

v., 66 f: il. ; 29,7 cm

1. Dissertação (mestrado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia.

Inclui referências bibliográficas.

1. Economia – Tese. 2. Política Monetária. 3. FAVAR. 4. Canal de Crédito. 5. Bancos comerciais. 6. Bancos públicos. I. Viana de Carvalho, Carlos. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

## Agradecimentos

Ao meu pai, Luiz Eduardo, pelo apoio incondicional em todas as fases da minha vida. À minha mãe, Lecy, pelo incentivo desde o maternal. Ao meu irmão Gabriel e a minha tia Jane pela ajuda nos pequenos aspectos que fazem a diferença em grandes feitos.

A Victor, meu companheiro em cada passo desta jornada, pela paciência, ajuda e carinho, e por fazer de mim uma pessoa melhor a cada dia.

Ao meu orientador, Carlos Viana, não apenas pela grande ajuda neste trabalho, mas também pelo apreço em guiar-me no início da minha vida profissional.

Aos membros da banca, Thiago Berriel e João Manuel, pelos excelentes comentários que auxiliaram-me a aprimorar este trabalho. Ao professor Marcelo Medeiros por ajudar a solucionar as dúvidas "econômicas" deste trabalho.

À Capes, à PUC-Rio e à Vinci pelo apoio financeiro durante o mestrado.

Aos meus amigos da PUC, por tornarem estes anos inesquecíveis. Em especial, aos grandes amigos Isa, Karen, Tomás, Fê, Joca, Josué e Dudu.

## Resumo

Oliveira, Natalie Pacheco Victal de; Viana de Carvalho, Carlos. **Heterogeneidade na resposta de instituições financeiras à política monetária: evidência com base em um FAVAR**. Rio de Janeiro, 2014. 66p. Dissertação de Mestrado — Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Neste trabalho estudamos o canal de crédito de política monetária, em particular o *lending channel*, por meio da análise da resposta em nível desagregado de bancos comerciais a inovações de política monetária no Brasil. Os efeitos de um choque monetário são estimados em um *factor augmented* VAR considerando um amplo conjunto de informação. Posteriormente, estimamos regressões utilizando características dos bancos comerciais para analisar as respostas diferenciadas das operações de crédito, juros (*proxy*), depósitos à vista e alavancagem. Os resultados obtidos corroboram a hipótese de existência do canal de crédito no Brasil, e que as respostas heterogêneas dependem de características dos bancos comerciais. Em particular, quanto maior o porte do banco maior seu grau de sensibilidade ao choque monetário e mais ativamente ele administra seu balanço. Por fim, encontramos evidências que houve uma alteração no mercado de crédito brasileiro a partir da crise de 2008: bancos públicos tornaram-se menos sensíveis à inovação de política monetária.

## Palavras-chave

Política Monetária; FAVAR; Canal de Crédito; Bancos comerciais; Bancos públicos;

## Abstract

Oliveira, Natalie Pacheco Victal de; Viana de Carvalho, Carlos (Advisor) . **Heterogeneity in the response of financial institutions to monetary policy: a FAVAR approach**. Rio de Janeiro, 2014. 66p. MSc. Dissertation — Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

We study the credit channel of monetary policy, in particular the lending channel, by analyzing the disaggregated level response of commercial banks to monetary policy innovations in Brazil. The effects of a monetary shock are estimated by a factor augmented VAR considering a broad set of information. Subsequently, we estimate regressions using characteristics of commercial banks to analyze the differentiated responses of loans, interest rates (proxy), demand deposits and leverage. The results corroborate the hypothesis of the existence of the credit channel in Brazil, and that heterogeneous responses depend on characteristics of commercial banks. In particular, the larger the size of the bank the larger its degree of sensitivity to monetary shock and more actively it manages its balance sheet. Finally, we find evidences that there was a change in the Brazilian credit market from the 2008 crisis: public banks became less sensitive to monetary policy innovation.

## Keywords

Monetary Policy; FAVAR; Credit channel; Commercial banks; Public Banks;

# Sumário

1	Introdução	10
2	Metodologia	15
2.1	FAVAR	15
3	Dados	21
3.1	Dados macroecômicos	21
3.2	Dados bancários	22
4	Resultados	26
4.1	Validação do FAVAR para o caso brasileiro	26
4.2	Canal de crédito no contexto de um amplo conjunto de informação	28
4.3	Resposta dos indicadores desagregados ao choque monetário	34
4.4	Explorando a heterogeneidade: análise da <i>cross-section</i>	38
4.5	Amostra pré-crise X amostra pós-crise	44
5	Robustez	51
6	Conclusão	53
	Referências Bibliográficas	54
A	Resposta de indicadores agregados: amostra pré-crise x amostra pós-crise	57
A.1	Amostra pré-crise	57
A.2	Amostra pós-crise	58
B	Robustez	59
B.1	Alteração do número de fatores	59
B.2	Alteração do número de <i>lags</i>	62
B.3	Alteração no período pós choque analisado nas regressões, $t$	64



## Lista de figuras

2.1	Operações de crédito por origem do capital - % Operações totais	20
3.1	Comparativo operações de crédito - milhões R\$	24
4.1	Funções de resposta ao impulso de indicadores macro a um choque monetário identificado	28
4.2	Funções de resposta ao impulso de indicadores de crédito a choque monetário identificado - Saldo total, por origem do capital, concessões e $R_{média}$ das operações	29
4.3	Funções de resposta ao impulso de indicadores de crédito a choque monetário identificado - Saldo por atividade econômica de destino	31
4.4	IRFs dos indicadores bancários desagregados a choque monetário identificado - depósitos à vista e operações de crédito	35
4.5	IRFs dos indicadores bancários desagregados a choque monetário identificado - juros e alavancagem	36
A.1	Funções de resposta ao impulso de indicadores macro a um choque monetário identificado - Favar completo - Amostra pré-crise	57
A.2	Funções de resposta ao impulso de indicadores macro a um choque monetário identificado - Favar completo - Amostra pós-crise	58

## Lista de tabelas

3.1	Número de indicadores macroeconômicos em $\mathbf{X}_t$ por categoria	22
4.1	Decomposição de variância - <i>FAVAR completo</i> (12 períodos após o choque monetário)	33
4.2	Estatísticas das IRFs dos indicadores bancários desagregados a um choque monetário identificado, $t = 6$	37
4.3	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito e juros ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos	39
4.4	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de depósitos à vista e alavancagem ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos	41
4.5	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 $\times$ pós/2008	45
4.6	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de juros ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 $\times$ pós/2008	47
4.7	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de depósitos à vista ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 $\times$ pós/2008	48
4.8	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de alavancagem ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 $\times$ pós/2008	50
B.1	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR com 5 fatores macro nas características dos bancos comerciais e múltiplos	59
B.2	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR com 3 fatores macro nas características dos bancos comerciais e múltiplos	60
B.3	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR de ordem 1 nas características dos bancos comerciais e múltiplos	62
B.4	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR de ordem 3 nas características dos bancos comerciais e múltiplos	63
B.5	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: 5 períodos após o choque	64
B.6	Regressões <i>cross-section</i> das IRFs de crédito ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: 8 períodos após o choque	65

# 1

## Introdução

Por que alterações na taxa de juros de curto prazo resultam em grandes alterações na economia real? Trabalhos recentes destacam o papel desempenhado pelo canal de crédito como amplificador dos canais de transmissão tradicionais de política monetária, identificando dois mecanismos pelos quais esta afetaria o mercado de crédito: o canal de empréstimos (*bank lending channel*); e o canal de balanço (*balance sheet channel*). Neste trabalho exploramos a primeira vertente, estudando como a política monetária afeta indicadores relacionados à atividade de bancos comerciais. Em particular, investigamos se as respostas destes ao choque monetário contracionista são diferenciadas, dependendo das características destas instituições, assim como do período de tempo analisado.

O *lending channel* é relacionado ao impacto das alterações de política sobre a oferta de empréstimos bancários. Tradicionalmente, o cerne do argumento que explica este mecanismo é relacionado a alterações na estrutura de *funding* dos bancos. Em resposta ao choque monetário contracionista, ocorreria uma contração nos depósitos. Devido a substituíbilidade imperfeita entre estes e outras fontes de financiamento, o custo de *funding* destas instituições aumentaria, resultando na contração da oferta de empréstimos [Bernanke e Blinder (1992), Bernanke e Gertler (1995)].

Em paralelo, trabalhos mais recentes destacam o papel dos requerimentos de capital e principalmente da marcação a mercado nas decisões de portfólio de intermediadores financeiros em geral. Num contexto em que o valor dos ativos e consequentemente do patrimônio líquido dos agentes flutua, argumenta-se que tais instituições ajustam seus balanços ativamente de modo a manter um certo patamar de *credit rating*. Segundo Adrian e Shin (2010), caso os intermediadores financeiros fossem passivos na administração de balanço alavancagem seria anti-cíclica uma vez que o preço dos ativos é pró-cíclico. No entanto, a evidência empírica é que alavancagem de instituições financeiras é constante ou pró-cíclica, e os autores interpretam este fato como evidência favorável a gestão ativa de balanço por parte destas instituições. Como resultado, a sua oferta de crédito seria diretamente afetada pelo comportamento dos preços dos ativos, apresentando um comportamento pró-cíclico.

Neste trabalho investigamos estas duas explicações. Para tal compatibilizamos a abordagem FAVAR com uma análise da *cross-section* das respostas estimadas. De modo geral, nossa metodologia consiste inicialmente na estima-

ção das respostas dos indicadores a inovação de política monetária por meio de um *factor-augmented vector autoregressive model* (FAVAR). Na segunda etapa, exploramos a variação *cross-section* estimando regressões das respostas estimadas em características dos bancos de modo a verificar a existência de correlações entre essas e o grau de sensibilidade dos bancos a alterações de política.

Seguindo estratégia empírica inspirada na de Kashyap e Stein (1994), interpretamos as diferenças das respostas como evidências a favor da existência do *lending channel*. Neste paper seminal os autores argumentam que a disponibilidade de alternativas de *funding*, assim como os custos a elas relacionados são altamente correlacionadas com o tamanho dos bancos. Como resultado, diferenças na sensibilidade à política monetária de bancos de tamanhos diferentes são interpretadas como evidências a favor canal. Em particular, como bancos pequenos possuem acesso restrito a fontes alternativas de financiamento, estes seriam mais sensíveis a alterações de política. Seguindo o argumento geral de Kashyap e Stein (1994), trabalhos subsequentes exploram outras características como liquidez e origem de capital, uma vez que deslocamentos da demanda poderiam ser heterogêneos entre bancos de tamanhos diferentes de modo que a estratégia de Kashyap e Stein (1994) não identificaria o efeito de interesse [Kashyap e Stein (2000); Arena, Reinhart e Vásquez (2007)]. Em particular, no caso do mercado de crédito brasileiro, caracterizado pela presença de grandes bancos públicos comerciais, consideramos que eventuais diferenças na sensibilidade à política monetária entre bancos de titularidade distintas são particularmente informativas. Nossos resultados são que bancos grandes são os mais sensíveis a política monetária e que para a amostra completa não existem evidências que a sensibilidade ao choque seja diferenciada entre bancos de titularidade diferentes ou entre bancos com diferentes graus de liquidez. Como resultado, concluímos que a restrição de acesso a fontes alternativas de financiamento não explica o comportamento dos bancos comerciais brasileiros em resposta à contração monetária.

Neste cenário, investigamos se tal comportamento poderia ser explicado pela corrente alternativa que relaciona as decisões de instituições financeiras à administração ativa de balanço. Para tal analisamos como a resposta de alavancagem se relaciona com as características analisadas. E encontramos evidências que os bancos mais sensíveis a política monetária são os que gerem seu balanço mais ativamente. Como resultado, argumentamos que a administração ativa de balanço explica, pelo menos parcialmente, o comportamento dos bancos comerciais brasileiros.

Em paralelo, analisamos a evidência anedótica de alteração do compor-

tamento de bancos públicos após a crise de 2008. Segundo esta evidência, a partir de 2009, quando eles foram utilizados como instrumento contra-cíclico para acomodar os choques negativos no mercado de crédito, a lógica de concessão de crédito dessas instituições foi alterada de modo que elas seriam utilizadas como instrumento para expansão do crédito, mesmo em períodos de contração monetária. Como resultado, ocorreria o comprometimento parcial da eficácia desta sobre o nível de preços. Para investigar esta evidência dividimos nosso painel em dois, a amostra pré-crise e a pós-crise, e executamos as estimações. Nossos resultados corroboram tal evidência, com bancos públicos sendo caracterizados por menor sensibilidade à política monetária no período pós crise.

No que concerne a literatura, uma de nossas contribuições é a implementação do FAVAR para a análise do canal de crédito de política monetária no Brasil. Método introduzido por Bernanke, Boivin e Elias (2005) que combina a abordagem VAR tradicional com a análise de fatores, o FAVAR permite sintetizar a informação de um vasto painel de indicadores econômicos e bancários em um número reduzido de componentes comuns. Tal propriedade é particularmente interessante no contexto de análise macroeconômica uma vez que considera na estimação um conjunto de informação mais amplo que busca aproximar o disponível ao Banco Central e aos agentes econômicos em seu processo decisório. Como resultado, o método não estaria sujeito a crítica inspirada na interpretação de Sims (1992) do *price puzzle*, segundo a qual a limitação da informação considerada na estimação de modelos VAR comprometeria a identificação do choque monetário. Ademais, o FAVAR é particularmente indicado para este estudo pois permite a apuração das funções de resposta ao impulso de cada uma das séries incluídas no painel.

Seguindo procedimento análogo ao implementado por Boivin, Giannoni e Mihov (2009) para índices de preços, nossa principal contribuição é a inclusão de indicadores desagregados relacionados a atividade bancária no painel analisado. A inclusão destes é interessante por dois motivos: i) a informação em nível desagregado pode ser informativa para a estimação do efeito de política sobre a economia real via canal de crédito principalmente num contexto de heterogeneidade dos tomadores entre bancos de características diferentes; e ii) permite a análise do *lending channel* utilizando uma metodologia que dialoga tanto com os trabalhos de abordagem macro como os ligados a literatura de *banking*.

Dado o objetivo deste trabalho, selecionamos indicadores cujos comportamento estaria relacionado às diferentes explicações acerca dos efeitos do choque monetário sobre a oferta de empréstimos. São eles: operações de crédito,

depósitos à vista e alavancagem. Os dois primeiros são relacionados ao *lending channel*. Já o último é relacionado a explicação alternativa que relaciona as decisões alocativas de intermediadores financeiros a administração de balanço. Além destes, consideramos fundamental a inclusão de um indicador relacionado a preços. No entanto, dada a natureza contábil dos dados utilizados, foi necessária a utilização de uma *proxy*. Assim, seguindo a literatura, utilizamos uma *proxy* de taxa de juros construída a partir da razão entre as receitas com operações de crédito e saldo total destas operações.

No que concerne aos trabalhos anteriores sobre o tema, a literatura pode ser dividida em dois ramos: um concentrado na análise de dados agregados, e outro na de dados desagregados. Quanto aos primeiros, parte relevante dos trabalhos implementam modelos VAR para a análise do impacto do choque monetário sobre operações de crédito totais [Bernanke e Blinder (1992); Bernanke e Gertler (1995)]. Alinhados com a nossa metodologia, Igor et al (2013) e Boivin, Kiley e Mishkin (2010) analisam o canal de crédito no contexto da economia americana por meio do FAVAR. O primeiro foca no *balance-sheet channel* e o último concentra-se na discussão de como os canais de transmissão de política monetária evoluíram ao longo do tempo, analisando tantos os canais tradicionais como o de crédito.

Os trabalhos baseados na análise de dados desagregados relacionam-se a literatura de *banking* utilizando dados em nível do banco. Em paper seminal, Kashyap e Stein (1994) introduzem a exploração de características de bancos comerciais como estratégia para identificar os movimentos nas operações de crédito resultantes de deslocamentos da oferta, concluindo que existem evidências a favor do canal. Por meio de estratégia de identificação baseada no fato de bancos integrantes de um conglomerado financeiro terem acesso a uma fonte alternativa de financiamento, os *internal capital markets*, Campello (2002) investiga se haveria diferença entre a sensibilidade de bancos pequenos independentes e a de bancos pequenos integrantes de um conglomerado e conclui a favor do canal. Argumentando que diferenças na sensibilidade à política monetária não necessariamente isolaria os movimentos na demanda por crédito, Coelho, Mello e Garcia (2010) exploram a alta frequência de uma base de dados diária de concessão de crédito e taxa de juros cobradas para a execução de um estudo de evento. A conclusão dos autores, análoga a nossa, é que não existem evidências que o *lending channel* seja importante no caso brasileiro.

Neste contexto, nosso *paper* contribui para a literatura ao interligar as abordagens baseadas em dados agregados com as baseadas em dados desagregados. Mais do que simplesmente mesclar duas abordagens, nossa metodologia

permite a análise do *lending channel* tradicional e da explicação alternativa, que relaciona as decisões de intermediadores financeiros ao ambiente regulatório ao qual estes estão expostos. Ademais, ao explorar a dimensão temporal de nossos dados foi possível investigar a evidência anedótica de alteração no comportamento de bancos públicos no Brasil no período pós-crise de 2008.

O restante deste trabalho está organizado do seguinte modo. O capítulo 2 aborda a metodologia que será implementada. O capítulo 3 é dedicada aos dados. Os resultados são apresentados no capítulo 4, cuja robustez é analisada no capítulo 5. O capítulo 6 conclui.

## 2

## Metodologia

### 2.1

#### FAVAR

Dado o nosso interesse na resposta de diferentes indicadores à inovação de política monetária, a primeira etapa deste trabalho foi a estimação desta resposta. Para tal, utilizamos a abordagem FAVAR, método de estimação introduzido por Bernanke, Boivin e Eliaz (2005) que permite explorar um amplo conjunto de informação que busca aproximar o considerado pelo Banco Central e demais agentes econômicos, o que garantiria uma identificação adequada do choque de interesse. Ademais, o método é particularmente indicado para o nosso estudo, uma vez que viabiliza a estimação direta das respostas de todas as variáveis incluídas no painel analisado.

De modo geral, o FAVAR consiste em extrair os componentes principais de um extenso painel de séries de modo a sintetizar a informação destas em um número reduzido de fatores, que representariam as condições gerais da economia. No segundo estágio, "aumenta-se" o VAR tradicional, incluindo-se os fatores estimados no primeiro estágio<sup>1</sup>.

Considere que a dinâmica da economia seja explicada por um vetor  $(m+k) \times 1$  de componentes comuns,  $\mathbf{C}_t$ , composto por  $m$  variáveis observáveis,  $\mathbf{Y}_t$ , e  $k$  fatores não-observáveis,  $\mathbf{F}_t$ . Como o objetivo deste trabalho é o estudo dos canais de transmissão de política monetária, consideramos como única variável observável um instrumento a esta relacionado, a taxa de juros. Assim, no caso deste estudo  $m = 1$  e  $\mathbf{Y}_t = R_t$ . No que concerne aos fatores não-observáveis, estes são usualmente interpretados como indicadores de variáveis latentes como atividade econômica, nível geral de preços e nível de produtividade.

Suponha que a dinâmica conjunta destes componentes comuns,  $\mathbf{F}_t$  e  $R_t$ , é dada pela seguinte equação de transição:

$$\mathbf{C}_t = \Phi(L)\mathbf{C}_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (2-1)$$

onde

<sup>1</sup>A seguir apresentamos uma explicação breve do método. Para uma explicação detalhada, ver Bernanke, Boivin e Eliaz (2005).



$$\mathbf{C}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{F}_t \\ R_t \end{bmatrix},$$

$\Phi(L)$  é um polinômio defasagem de ordem finita que pode conter restrições a priori, e

o termo de erro  $\mathbf{v}_t$  possui média zero e matriz de covariância  $\mathbf{Q}$ .

Note que a equação 2-1 é um VAR em  $\mathbf{C}_t$ . Sua estimação do modo tradicional, no entanto, é inviabilizada pelo fato de  $\mathbf{F}_t$  ser não observável. Assim, para a estimação de  $\mathbf{F}_t$  supõe-se que estes fatores ao representarem variáveis latentes relacionadas as condições gerais da economia resumem a informação de um amplo conjunto de variáveis econômicas observáveis. Neste contexto, defina  $\mathbf{X}_t$ , vetor  $N \times 1$  de variáveis informacionais, onde  $N$  é grande ( $N \gg k$ ). Suponha que estas variáveis são relacionadas aos componentes comuns segundo:

$$\mathbf{X}_t = \Lambda^r R_t + \Lambda^f \mathbf{F}_t + \mathbf{e}_t \quad (2-2)$$

onde

$\Lambda^r$  é uma matriz  $N \times 1$ ,  $\Lambda^f$  é uma matriz  $N \times k$ , e o termo de erro  $\mathbf{e}_t$  possui média zero e é não correlacionado com os componentes comuns  $\mathbf{C}_t$ <sup>2</sup>.

Como resultado, condicional em  $R_t$ ,  $\mathbf{X}_t$  é uma medida (com ruído) dos fatores não-observáveis  $\mathbf{F}_t$ .

No que concerne a estimação, tal como proposto por Bernanke, Boivin e Eliaz (2005), implementa-se uma variante da estimação em dois estágios por componentes principais. Segundo Stock e Watson (2002), a estimação por este método tem a vantagem de impor poucas restrições quanto a distribuição do termo de erro  $e_t$  e de permitir certo grau de correlação serial deste.

No primeiro estágio, extrai-se os  $\hat{k}$  primeiros componentes principais de  $\mathbf{X}_t$ . Dada a natureza dos dados que analisamos neste trabalho, optamos por adotar metodologia semelhante a de Ang e Piazzesi (2003) e extrair os componentes segregando o painel de variáveis informativas em  $\bar{c} + 1$  grupos. Assim, extraímos  $\hat{k}_1$  componentes do painel macroeconômico e  $\hat{k}_{1+i}$  componentes, onde  $i = 1, \dots, \bar{c}$ , do painel de cada um dos  $i$  indicadores bancários que analisamos. Como resultado, teremos  $\sum_{j=1}^{\bar{c}+1} \hat{k}_j = \hat{k}$ <sup>3</sup>. Cabe

<sup>2</sup>Segundo Stock e Watson (2002), este termo de erro,  $e_t$ , pode ser serialmente correlacionado e apresentar correlação "fraca" na cross-section.

<sup>3</sup>Em seu trabalho, Ang e Piazzesi (2003) extraem os componentes principais segregando

destacar-se que este procedimento foi adotado para garantir que cada uma das variáveis do painel analisado responda a pelo menos um dos componentes extraídos, hipótese necessária para que componentes principais recuperem o espaço gerado por  $\mathbf{C}_t$ <sup>4</sup>.

Segundo, Stock e Watson (2002), quando  $N$  é grande e  $\hat{k}$  é pelo menos tão grande quanto o número verdadeiro de fatores,  $k$ , componentes principais recuperam consistentemente o espaço gerado por  $\mathbf{F}_t$  e  $R_t$ :  $\hat{\mathbf{C}}(\mathbf{F}_t, R_t)$ . Este espaço corresponde a combinações lineares arbitrárias de seus argumentos, de modo que para estimar  $\mathbf{F}_t$  é necessário decompor a parcela dos componentes principais não explicada por  $R_t$ . Para tal adota-se o procedimento iterativo sugerido por Boivin, Giannoni e Mihov (2009) no qual impõe-se a restrição que  $R_t$  é um dos componentes comuns no primeiro estágio da estimação<sup>5</sup>. Ao adotar-se tal procedimento, argumentam os autores, garante-se que os fatores latentes estimados recuperam somente a dimensão dos componentes comuns não explicadas por  $R_t$ .

Como resultado, obtemos estimativas dos fatores não observáveis:  $\hat{\mathbf{F}}_t$ . Ao adicionar a taxa de juros a este vetor obtemos  $\hat{\mathbf{C}}_t$ . No segundo estágio, por fim, estima-se o VAR( $p$ ) em  $\hat{\mathbf{C}}_t$ .

O choque monetário é identificado por meio da decomposição de *Cholesky*. Cabe destacar-se, porém, que no caso do FAVAR esta técnica não implica a hipótese de ausência de relação contemporânea mútua entre a taxa de juros e as variáveis incluídas no painel.

Por fim, as respostas das variáveis informativas a inovação de política,  $\mathbf{X}_t$ , são estimadas através da equação 2-2. Inicialmente, estimamos  $\Lambda^f$  e  $\Lambda^R$  por OLS, utilizando  $\hat{\mathbf{C}}_t$  como regressor. Estimadas as *loading matrix*, recuperamos as IRFs de  $\mathbf{X}_t$  via equação 2-2.

### 2.1.1

#### Análise cross-section: estratégia empírica

Estimadas as respostas dos indicadores bancários desagregados, analisamos suas heterogeneidades por meio de regressões *cross-section* nas características dos bancos comerciais.

o painel de variáveis macroeconômicas em dois grupos: um composto por índices de preços, e outro por variáveis relacionadas ao nível de atividade.

<sup>4</sup>Para as demais hipóteses necessárias para que componentes principais recuperem o espaço gerado por  $\mathbf{C}_t$ , assim como as provas dos teoremas relacionados ver Bai(2003) e Bai e Ng (2004, 2006)

<sup>5</sup>Partindo dos  $\hat{k}$  primeiros componentes principais de  $\mathbf{X}_t$  estimados na primeira etapa,  $\hat{\mathbf{F}}_t^{(0)}$ , segue-se os seguintes passos: (i) regredir  $\mathbf{X}_t$  em  $\hat{\mathbf{F}}_t^{(0)}$  e  $R_t$  obtendo-se o coeficiente  $\lambda_R^{(0)}$ ; (ii) calcular  $\tilde{\mathbf{X}}_t^{(0)} = \mathbf{X}_t - \hat{\lambda}_R^{(0)} R_t$ ; (iii) estimação de  $\hat{\mathbf{F}}_t^{(1)}$  a partir da extração dos  $\hat{k}$  primeiros componentes principais de  $\tilde{\mathbf{X}}_t^{(0)}$ ; (iv) repetição de (i)-(iii) até que o coeficiente  $\hat{\lambda}_R^{(0)}$  convirja.

De modo geral, as regressões estimadas relacionam as respostas estimadas dos indicadores bancários analisados às características:

$$IRF_{t,i}^{ind} = \alpha_t^{ind} + \beta_t^{ind} CARAC_i + \epsilon_{t,i}^{ind} \quad (2-3)$$

onde  $IRF$  é a matriz das funções de resposta ao impulso relacionadas ao indicador  $ind$ ,  $t$  períodos após o choque;  $CARAC$  são características do banco  $i$ ; e  $\epsilon$  é o termo de erro.

Note que existe uma *cross-section* de  $IRFs$  para cada indicador  $ind$  analisado e para cada  $t$ . Inicialmente estimamos as regressões para  $t = 6$ . No capítulo 5, dedicado aos exercícios de robustez, verificamos se nossos resultados são mantidos quando analisamos diferentes valores de  $t$ .

No que concerne as características analisadas, nos inspiramos na literatura de *banking* que busca identificar o *lending channel* por meio da diferença na sensibilidade à política monetária de bancos comerciais diferentes. Assim, selecionamos características que, segundo a literatura, estariam correlacionadas a diferentes graus de tal sensibilidade. São elas: tamanho, liquidez e origem do capital.

Segundo Kashyap e Stein (1994), bancos pequenos teriam maior dificuldade de obter fontes alternativas de *funding* do que os grandes. Como resultado, alterações de política monetária ao alterar a disponibilidade de depósitos afetaria mais os pequenos de modo que maior sensibilidade destes a inovação de política é vista como evidência favorável ao *lending channel*.

Em trabalho posterior Kashyap e Stein (2000) exploram além de tamanho, liquidez como característica relacionada a diferenças na resposta das instituições. O cerne do argumento é que bancos menos líquidos no passado emprestariam menos no presente. Assim, bancos mais restritos no que concerne ao acesso a fontes alternativas de *funding* (os pequenos) seriam mais sensíveis a liquidez passada. Inspirados neste argumento geral, Coelho, Mello e Garcia (2010) propõem explicação para diferenças nas respostas quanto a liquidez (individualmente). Segundo os autores, bancos mais líquidos teriam, provavelmente, maior capacidade de amortecer o choque monetário pois poderiam oferecer colaterais de qualidade superior como títulos públicos. Assim, interpretamos uma correlação negativa entre liquidez e a sensibilidade ao choque como evidência favorável ao *lending channel*.

Outra característica explorada na literatura é a propriedade dos bancos. Segundo Arena et al. (2007), bancos estrangeiros seriam menos suscetíveis a choques de política pois teriam acesso a fontes de financiamento em seus países de origem. Explicação alternativa, por outro lado, argumenta que estes ban-

cos seriam mais sensíveis que os domésticos devido a aversão a risco. Bancos públicos ao terem acesso a uma base de depósitos mais estável também responderiam menos a tal choque. Em particular, no caso brasileiro, caracterizado pela peculiaridade da existência de grandes bancos públicos comerciais, consideramos que titularidade seja a característica de maior relevância de nossa análise.

Neste cenário, analisamos uma evidência anedótica que é causa de grande debate no Brasil. Em 2008, um dos principais efeitos do choque negativo gerado pela crise financeira mundial foi a paralisação parcial do mercado de crédito. Uma das estratégias utilizadas pelo governo brasileiro para amortecer os efeitos da queda das concessões de bancos privados nacionais e estrangeiros sobre a economia real foi a determinação que os bancos públicos federais expandissem suas operações<sup>6</sup>. Assim, conforme exposto na figura 2.1, foi observado um movimento de ganho de participação do saldo concedido por bancos públicos em detrimento dos bancos privados. No entanto, contrariando o esperado caso se tratasse de um movimento temporário resultante da política anti-cíclica, este não foi revertido, mas acelerou-se nos últimos anos. Uma possível explicação é que houve uma alteração na lógica de concessão de crédito dos bancos públicos e que eles passaram a ser utilizados como instrumentos de contra-peso a apertos monetários.

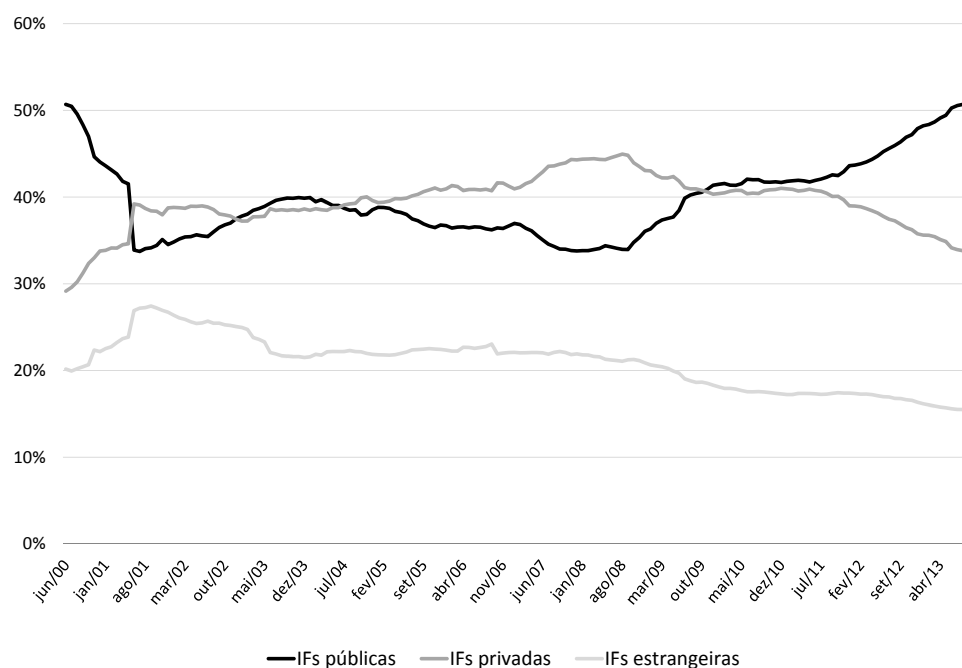
Ademais, dado o impacto da crise financeira sobre bancos estrangeiros e considerando o fato destas instituições concorrerem com os bancos públicos no mercado de crédito, também investigamos se houve alteração no comportamento delas a partir de 2008.

Para investigar tais hipóteses, segregamos nossa base original em duas amostras: uma referente ao período anterior a falência do *Lehman Brothers* - julho de 2000 a agosto de 2008; e a segunda referente ao período posterior as medidas de estímulo via bancos públicos - janeiro de 2009 a agosto de 2013. Vale destacar-se que o período de setembro de 2008, mês da falência do supracitado banco de investimentos americano, a dezembro de 2008 foi excluído desta análise com o objetivo de não contaminar a estimação dos fatores<sup>7</sup>.

<sup>6</sup>Para detalhamento das medidas tomadas pelo governo brasileiro durante a crise ver Barbosa (2010).

<sup>7</sup>Durante o período diversas medidas de combate aos efeitos da crise foram tomadas, além do impacto direto da crise sobre indicadores macro como exportações. Como resultado, observou-se quebras em diversas das séries informativas incluídas no painel. Como componentes principais recuperam o componente comum destas séries, num contexto de reduzida dimensão temporal, os fatores estimados tendem a ser dominados pela quebra estrutural do período. Para evitar este problema excluímos o mês de agravamento da crise, setembro de 2008, e os períodos subsequentes. Ademais, foi no início de 2009 que começaram as medidas de estímulo via Tesouro Nacional para que os bancos públicos expandissem suas operações.

Figura 2.1: Operações de crédito por origem do capital - % Operações totais



Posteriormente, estimamos as respostas dos diferentes indicadores analisados utilizando o FAVAR, tal como descrito na seção 2.1, e as regressões descritas na equação 2-3. Assim, obtemos os coeficientes relacionados as *dummies* de bancos públicos e estrangeiros<sup>8</sup> para cada amostra e verificamos se estes coeficientes e sua significância mudam dependendo do período analisado.

<sup>8</sup>Nas regressões o grupo de comparação, portanto, é formado pelos bancos privados nacionais.

### 3

## Dados

Tal como destacado nos capítulos anteriores, as respostas ao choque monetário são estimadas por meio de um FAVAR, método que permite explorar um amplo conjunto de informação procedente de um extenso painel de séries econômicas. Neste trabalho a base de dados consiste em um painel balanceado de 560 séries mensais que abrange o período de junho de 2000 a agosto de 2013. A seleção deste período deve-se, fundamentalmente, a disponibilidade de dados. No caso da data de início, parte dos indicadores agregados de crédito cuja análise consideramos de grande relevância para investigar o canal de crédito no Brasil começou a ser divulgada nesta data. Quanto a data final, a restrição foi a divulgação dos dados desagregados. Todas as séries foram tratadas para induzir estacionariedade<sup>1</sup> e/ou ajustadas para sazonalidade<sup>2</sup> quando necessário. Cabe salientar-se que devido a diferenciação dos dados uma observação é perdida.

No que concerne às séries selecionadas, nossa base de dados pode ser segregada em dois grupos: um de indicadores macroeconômicos tradicionalmente utilizados na literatura, que buscam aproximar o conjunto de informação considerado pelo Banco Central em seu processo decisório; e outro composto por indicadores desagregados relacionados a atividade de bancos comerciais.

### 3.1

#### Dados macroeconômicos

Os indicadores macroeconômicos foram selecionados de acordo com os utilizados por Bernanke, Boivin e Eliaz (2005) e Boivin, Giannoni e Mihov (2009), com algumas adaptações que julgamos necessárias dado o objetivo deste trabalho de analisar o canal de crédito. A tabela 3.1 apresenta a quantidade de séries (inclusive Selic) por categoria.

Às séries usuais adicionamos 40 indicadores de crédito divulgados mensalmente pelo Banco Central: saldo total das operações<sup>3</sup>, por origem do capital,

<sup>1</sup>Conforme destacado por Bernanke, Boivin e Eliaz (2005), para a validade do FAVAR as séries utilizadas no painel devem apresentar estacionariedade de segunda ordem. Assim, executou-se testes de raiz unitária (Testes ADF e Phillips-Perron) e o tratamento dos dados quando necessário. Cabe destacar-se que optamos por tratar variáveis de uma mesma categoria do mesmo modo.

<sup>2</sup>As séries foram ajustadas para sazonalidade por nós ou pela fonte. Para as séries não ajustadas pela fonte seguimos o procedimento detalhado a seguir. Inicialmente testamos para a necessidade de ajuste sazonal por meio da regressão da variável em *dummies* mensais. Quando o teste F rejeita a hipótese de nulidade de todos os coeficientes (p-valor igual ou inferior a 0.10) ajustamos para sazonalidade por meio do X-12 aditivo.

<sup>3</sup>Devido a alterações metodológicas a série de saldo total das operações foi descontinuada

<b>Categoria</b>	<b># de Séries</b>
Agregados Monetários	12
Comércio e Energia	28
Emprego	28
Índices de preços	8
Índices de Preços ao Consumidor Desagregados	80
Índices de preços - categorias e núcleos	12
Juros & ações	14
Produção	31
Risco & Expectativas	4
Setor Externo	19
Indicadores de crédito	40
<b>Total</b>	<b>276</b>

Tabela 3.1: Número de indicadores macroeconômicos em  $\mathbf{X}_t$  por categoria

por atividade econômica, percentual da carteira por nível de risco, inadimplência, taxa média das operações (PJ, PF), concessões com recursos livres (total, PJ, PF), e provisões de crédito por nível de risco.

Ademais, conforme evidenciado por Boivin, Giannoni e Mihov (2009), a inclusão de índices de preços desagregados altera as respostas das variáveis incluídas no modelo. Os autores argumentam que é necessário incluir preços desagregados no painel devido a importância de componentes específicos de setores na resposta destes preços a choques diversos. Em particular, toda a dinâmica do modelo seria alterada pela inclusão destes índices. Sendo assim, incluiu-se no vetor de séries informacionais o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) desagregado por grupo, subgrupo e itens<sup>4</sup>.

### 3.2

#### Dados bancários

Nossa contribuição no campo metodológico é a introdução de indicadores desagregados relacionados a atividade dos bancos comerciais<sup>5</sup>. São eles: operações de crédito, alavancagem, depósitos à vista e juros (*proxy*). Estes indicadores foram construídos a partir dos balancetes divulgados mensalmente pelo Banco Central do Brasil.

Devido a regulamentação do setor, as instituições financeiras atuantes

pelo Banco Central. Para nossa análise construímos uma série agregada por meio da soma das séries de operações por origem do capital. Esta série é apresentada na figura 3.1 (linha pontilhada), assim como a série original descontinuada (linha cinza claro).

<sup>4</sup>De acordo com a taxonomia de códigos dada pelo IBGE, o grau de desagregação adotado corresponde a códigos com até quatro dígitos.

<sup>5</sup>Para uma descrição breve do mercado de crédito brasileiro ver Coelho, Mello e Garcia (2010).

no Brasil devem reportar periodicamente seus balancetes a autoridade monetária. Estes reportes são regulamentados e padronizados pelo Plano Contábil das Instituições Financeiras do Sistema Financeiro Nacional (COSIF)<sup>6</sup>. As diferentes contas do balancete são identificadas por código *COSIF* próprio. Cabe destacar-se que quando uma metodologia de apuração é modificada o código da conta também é alterado.

A identificação das instituições financeiras é feita pelo código no Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas (CNPJ). Neste trabalho restringimos nossa análise a instituições que o Banco Central classifica como captadoras de depósito à vista, salvo cooperativas de crédito: bancos comerciais, múltiplos com carteira comercial<sup>7</sup> e Caixa Econômica Federal. Para tratar o problema de fusões e aquisições optamos por agregar os bancos pertencentes a um mesmo conglomerado e tratá-lo como um banco. Assim, nossa base é composta por conglomerados e bancos independentes que possuem painel completo<sup>8</sup>. Tal agregação reduziu, ainda, o problema de bancos que saem ou entram da amostra pois muitas destas instituições foram adquiridas ou fundadas dentro de um conglomerado existente.

No entanto, mesmo com a agregação por conglomerado, alguns bancos foram excluídos por não apresentarem painel completo. Supondo que tais bancos saíram do mercado devido a maior sensibilidade a choques, argumentamos que no cenário de evidências favoráveis ao canal de crédito a exclusão daqueles não afetam nossos resultados. De qualquer modo, conforme pode ser observado na figura 3.1, a exclusão destes bancos não provoca alterações no comportamento das operações de crédito apuradas, quando comparados a soma total (linha cinza médio).

Selecionados os bancos a serem analisados, construímos as séries temporais dos diferentes indicadores de interesse a partir dos códigos COSIF. Operações de crédito correspondem aos dados contábeis relacionados com os utilizados pelo Banco Central para construção de suas séries agregadas<sup>9</sup>. Depósitos à

<sup>6</sup>Este plano foi criado pela Circular 1273 de 29 de dezembro de 1987, com o objetivo de unificar os diversos planos contábeis existentes à época e uniformizar os procedimentos de registro e elaboração de demonstrações financeiras.

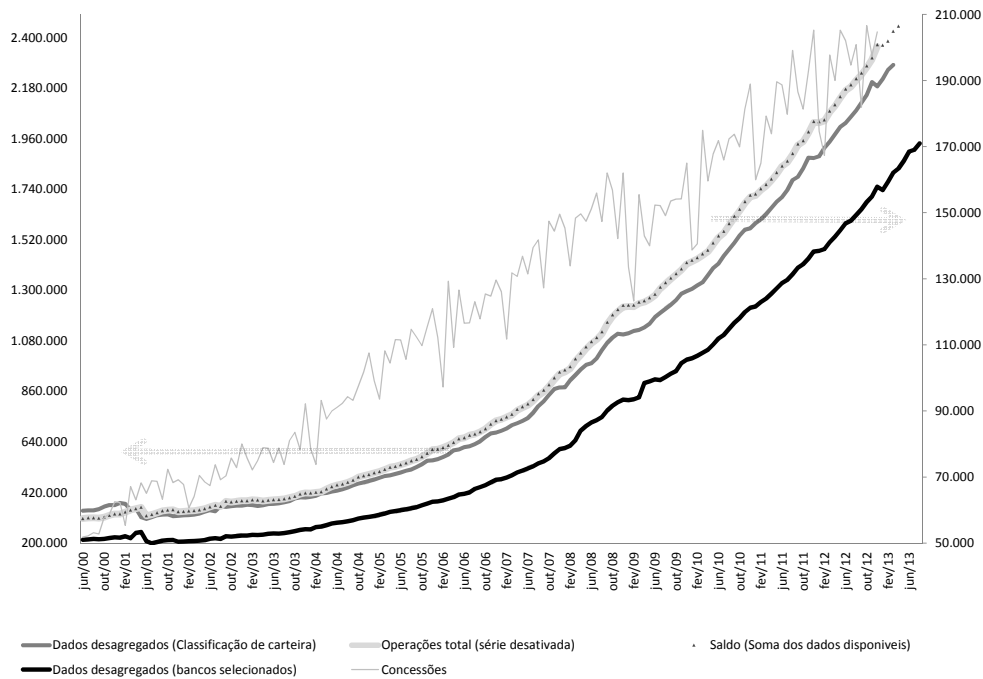
<sup>7</sup>Para determinação se um banco múltiplo possui carteira comercial utilizamos arquivos divulgados pelo Banco Central. No entanto, para bancos não existentes em setembro de 2007 não tivemos acesso a tais arquivos. Estes bancos foram incluídos na base analisada desde que classificados como banco múltiplo. Em resumo, os bancos múltiplos incluídos na base foram os que apresentam informação positiva quanto a posse de carteira comercial ou os cuja esta informação é *missing*.

<sup>8</sup>Para classificar um banco como independente ou pertencente a um conglomerado, assim como para determinar a qual conglomerado (via código auferido pelo Banco Central) um dado banco pertence utilizamos arquivos divulgados pelo Banco Central do Brasil. Cabe destacar que tal agregação foi executada aos moldes da feita pelo Banco Central no Relatório 50 maiores bancos, divulgado trimestralmente pela autoridade monetária.

<sup>9</sup>Os dados de crédito utilizados neste trabalho são os reportados na conta de compensação



Figura 3.1: Comparativo operações de crédito - milhões R\$



vista correspondem a proporção deste tipo de depósitos nas obrigações totais dos bancos<sup>10</sup>. Alavancagem é construída segundo a definição geral: razão entre ativo total e patrimônio líquido. Por fim, construímos uma *proxy* para taxa de juros pois consideramos fundamental para a análise considerar na estimação do FAVAR a informação de variáveis relacionadas ao preço das operações. Seguindo prática usual na literatura de *banking*, a *proxy* foi construída como a razão entre receita com operações de crédito e saldo total das operações.

Para a construção das características dos bancos comerciais também utilizamos os dados dos balancetes. Tal como Takeda, Rocha e Nakame (2005), definimos tamanho do banco  $i$  no período  $t$  como:

$$size_{it} = \log(\text{Ativo total}_{it}) - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \log(\text{Ativo total}_{it}) \quad (3-1)$$

e liquidez do banco  $i$  no período  $t$  como:

$$liquidity_{it} = \frac{cash_{it} + free\ securities_{it} + interb\ application_{it}}{\text{Ativo total}_{it}}$$

"Classificação da Carteira de Crédito", denominada pelo código 310.00.00-0. Conforme pode ser observado na figura 3.1, a agregação dos dados reportados sob esta rubrica são compatíveis com as séries agregadas divulgadas.

<sup>10</sup>Para construir valores de passivo (ativo) total compatíveis com os divulgados no Relatório 50 maiores bancos, subtraímos da conta "Total geral do Passivo"(Ativo) a conta de compensação de passivo (ativo).

$$\sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^N \frac{1}{N} \frac{cash_{it} + free\ securities_{it} + interb\ application_{it}}{Ativo\ total_{it}}$$

Como nas regressões as características devem independender do período de tempo, utilizamos a média na especificação *benchmark* e a mediana nos exercícios de robustez.

Por fim, as variáveis relacionadas a propriedade são *dummies* para bancos públicos e estrangeiros considerando a classificação mais recente do Banco Central.<sup>11</sup>

<sup>11</sup>Note que tal abordagem pode ser problemática no cenário de mudanças de propriedade ao longo do período analisado. Quanto a isso, argumentamos que os bancos classificados como públicos permaneceram nesta condição ao longo do período analisado. No entanto, uma pequena parte dos estrangeiros mudaram de titularidade de modo que os resultados apurados devem ser analisados considerando esta ressalva. Consideramos que a abordagem ideal seria a construção de indicadores de propriedade de modo que considerássemos a classificação em cada unidade de tempo considerada. No entanto, não conseguimos tal informação.

## 4

## Resultados

Neste capítulo apresentamos os resultados do nosso estudo. Inicialmente, verificamos se a estimação do FAVAR para a economia brasileira comporta-se conforme esperado pela literatura. Em seguida, apresentamos os resultados referentes aos indicadores agregados de crédito incluídos no painel. Posteriormente, exploramos as respostas dos indicadores desagregados. Em primeiro lugar, verificamos se estas respostas são heterogêneas. Verificada a heterogeneidade, apresentamos os resultados das regressões *cross-section* destas respostas nas características dos bancos comerciais de modo a apurar a existência de evidências favoráveis ao *lending channel*. Por fim, abordamos os resultados relacionados a análise se houve uma alteração no mercado de crédito brasileiro após a crise de 2008.

### 4.1

#### Validação do FAVAR para o caso brasileiro

Nesta seção nosso principal objetivo é verificar se os resultados da estimação do FAVAR para a economia brasileira são consistentes com o esperado pela literatura.

Para fins de comparação apresentamos os resultados obtidos ao explorar-se diferentes conjuntos de informação. Neste sentido, reportamos as respostas estimadas por três diferentes especificações: *VAR usual*; *FAVAR-macro*, que explora apenas o painel macroeconômico para estimação dos fatores; e *FAVAR completo*.

O choque monetário aplicado nas diferentes especificações consistiu no aumento não antecipado de 50 pontos-base na taxa de juros Selic,  $R_t$ . A ordem, número de *lags*, das duas especificações FAVAR, determinada por critérios de informação, é igual a 2. O número de fatores foi determinado considerando o *trade-off* variância por eles explicada<sup>1</sup> e graus de liberdade. Na especificação *FAVAR Macro* utilizamos 4 fatores. No *FAVAR completo*, 8, sendo 4 extraídos do painel de indicadores macro, e 4 do de dados bancários. Vale-se ressaltar, por

<sup>1</sup>Vale lembrar que a estimação dos fatores latentes é feita por componentes principais, método que consiste na representação da matriz original dos dados em um novo sistema de coordenadas (matriz de mesma dimensão composta por vetores linearmente independentes) tal que na primeira coluna está o vetor de maior variância, na segunda coluna o de segunda maior, e assim sucessivamente.

fim, que cada um destes 4 últimos fatores é relacionado a um dos indicadores bancários analisados<sup>2</sup>.

Seguindo a literatura, as variáveis incluídas no *VAR usual* são: produção industrial, IPCA, operações de crédito totais, e taxa de juros. A ordem do VAR, determinada por critérios de informação, é igual a 2. Analogamente ao FAVAR, o choque monetário é identificado pela decomposição de *Cholesky*. Note, porém, que no caso do VAR esta forma de identificação impõe a restrição que os indicadores de crédito não respondem contemporaneamente ao choque. Assim, a comparação entre as diferentes especificações deve levar em consideração esta ressalva.

As figuras apresentadas reportam as funções de resposta ao impulso, com os intervalos de confiança de 84%<sup>3</sup>. Estes intervalos foram calculados por *bootstrap*, considerando apenas a incerteza resultante da estimação do VAR dos componentes comuns estimados,  $\hat{C}_t$ <sup>4</sup>.

A figura 4.1 apresenta as funções de resposta ao impulso da taxa de juros, do saldo total das operações de crédito, do índice de inflação ao consumidor (IPCA) e da produção industrial apuradas ao estimar-se as diferentes especificações.

Tal como usualmente verificado ao analisa-se os impactos de política monetária por meio de modelos VAR, no *Var usual* (linha cinza claro) observa-se que em resposta ao choque monetário contracionista ocorre uma elevação do índice de preços. Tal resultado, é denominado na literatura como *price puzzle*. Segundo Sims(1992), tal *puzzle* seria resultado da identificação inadequada do choque monetário uma vez que o conjunto de informação considerado na estimação do VAR é limitado quando comparado ao disponível aos agente econômicos em geral. Em paralelo, consistentemente com o verificado na literatura, nas duas especificações FAVAR (linha cinza médio e linha preta) o *price puzzle* é revertido.

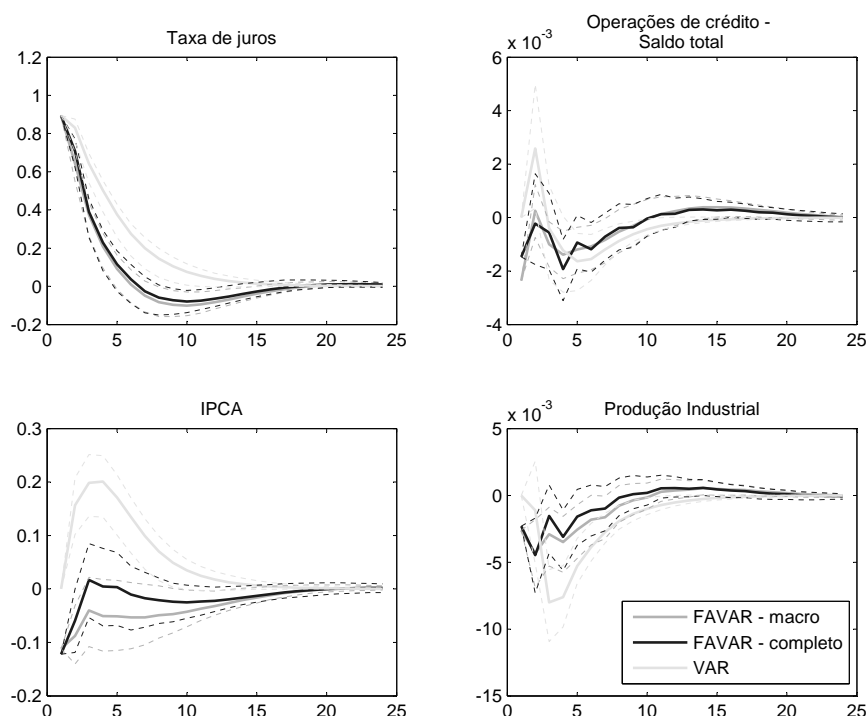
Outro resultado controverso na estimação de modelos VAR é o grande e duradouro efeito do choque monetário sobre produção industrial. Na especificação *VAR usual* observa-se que o efeito do choque monetário dura por volta

<sup>2</sup>Cada fator relacionado ao painel bancário foi estimado a partir da extração dos componentes principais do painel formado por um indicador em particular.

<sup>3</sup>Seguindo a recomendação de Doan (2004), optou-se por intervalos de confiança de 84 %. Vale ressaltar-se, porém, que no *paper* seminal do FAVAR Bernanke, Boivin e Elias (2005) utilizam intervalos de confiança de 90%. No entanto, devido a reduzida dimensão temporal dos dados deste trabalho optamos por seguir a recomendação de Doan(2004).

<sup>4</sup>Note, portanto, que não consideramos a incerteza na estimação por componentes principais em dois estágios dos fatores,  $F_t$ , e a incerteza relacionada a estimação dos *factor loadings* (equação 2-2). Segundo Bai(2003), quando o número de variáveis informativas,  $N$ , utilizadas para a estimação de  $F_t$  é grande relativo ao período de tempo analisado ( $N \gg T$ ), a incerteza na estimação dos fatores é negligenciável. Dada esta argumentação, optamos por estimar os intervalos de confiança tal como descrito.

Figura 4.1: Funções de resposta ao impulso de indicadores macro a um choque monetário identificado



de 15 períodos. Por outro lado, nas duas especificações FAVAR o tempo para o choque dissipar-se é reduzido, assim como a magnitude do efeito.

No que concerne a resposta do saldo total das operações de crédito observa-se que as especificações FAVAR apresentam resultados mais consistentes com o esperado pela teoria do canal de crédito, com uma contração do saldo em resposta a política contracionista. No *VAR usual* estima-se inicialmente uma resposta positiva do saldo.

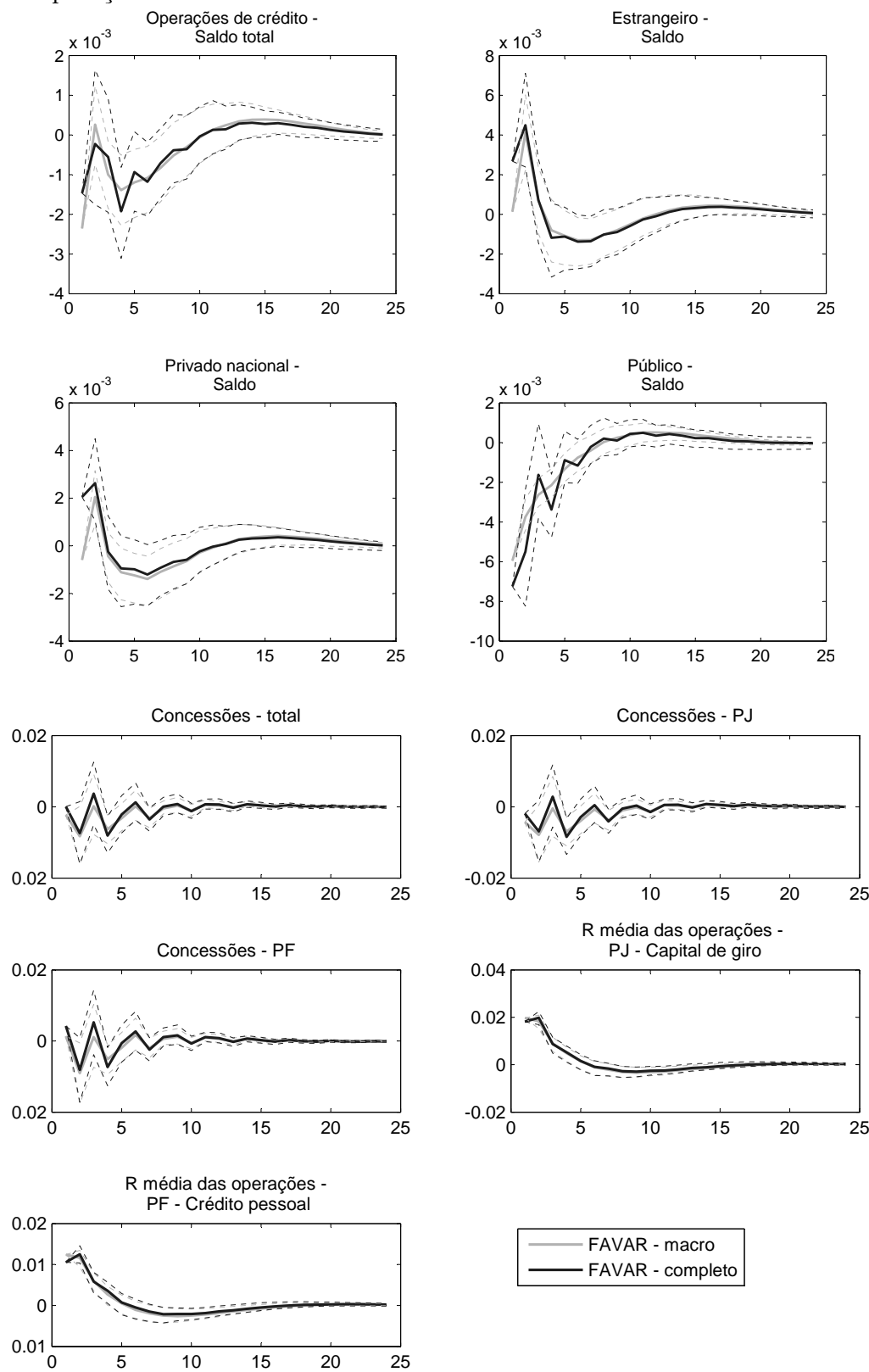
Como resultado, afirmamos que o FAVAR estimado apresenta resultados gerais consistentes com a literatura, revertendo o *price puzzle* e outros resultados controversos gerados por modelos VAR. Neste contexto, argumentamos que o choque monetário foi identificado adequadamente. Assim, nas seções a seguir apresentamos os resultados apenas para as duas especificações FAVAR.

## 4.2

### Canal de crédito no contexto de um amplo conjunto de informação

Nesta seção apresentamos os resultados relacionados ao efeito da inovação de política sobre indicadores de crédito agregados. Para fins de comparação apresentamos os resultados obtidos ao se explorar diferentes conjuntos de informação. Neste sentido, reportamos as respostas estimadas pelas duas especificações FAVAR descritas na seção anterior: *FAVAR-macro*, que explora apenas o painel macroeconômico para estimação dos fatores; e *FAVAR completo*.

Figura 4.2: Funções de resposta ao impulso de indicadores de crédito a choque monetário identificado - Saldo total, por origem do capital, concessões e  $R_{média}$  das operações



A figura 4.2 apresenta as funções de resposta ao impulso do saldo total das operações de crédito, do saldo por origem do capital, das concessões, e da taxa de juros média das operações apuradas ao se estimar as diferentes especificações.

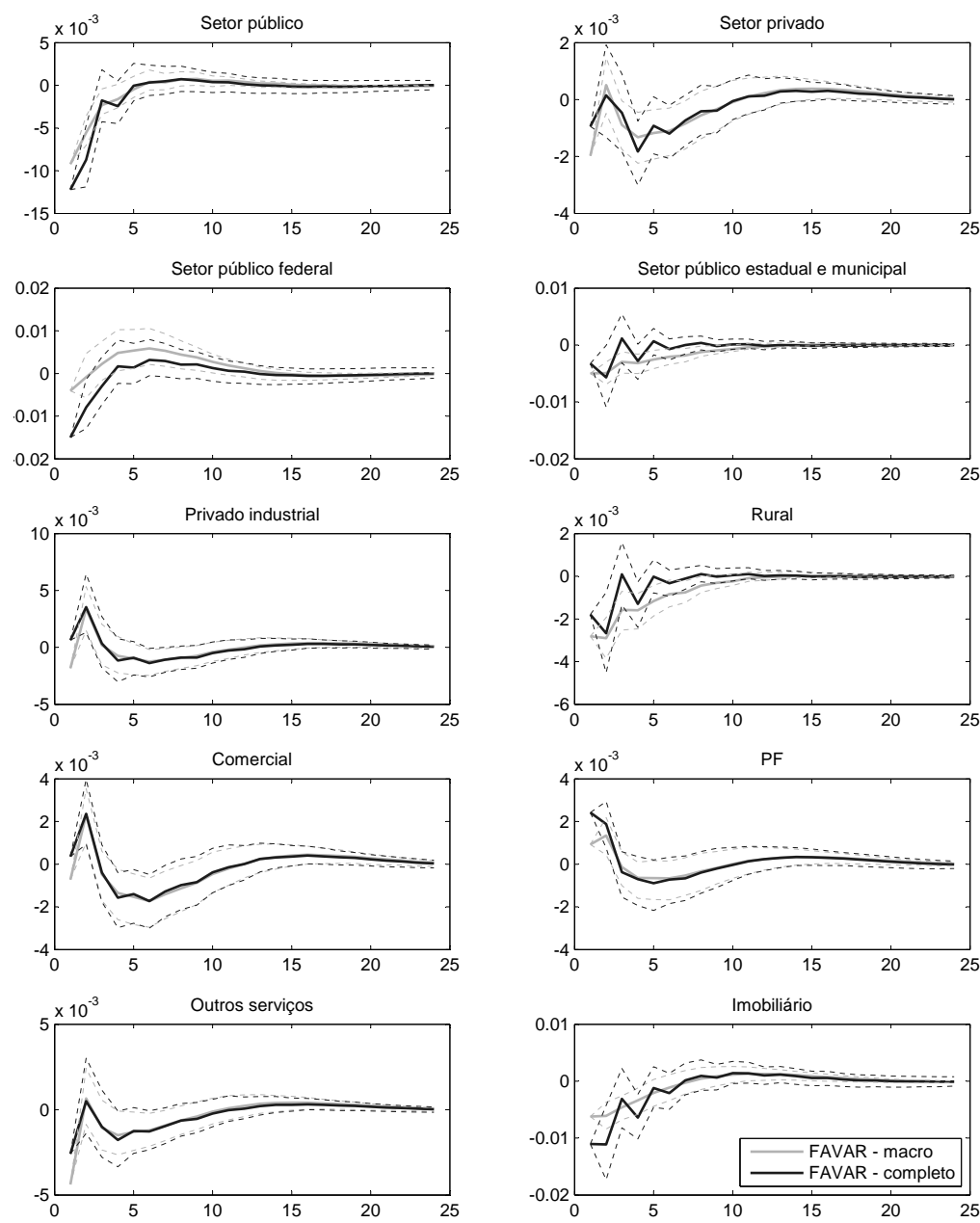
Nas duas especificações apura-se resposta negativa do saldo total ao redor de cinco períodos após o choque. No *FAVAR macro* a evidência favorável ao canal de crédito via resposta negativa do saldo total é consistente, sendo observada do terceiro ao sétimo período após o choque. No *FAVAR completo*, por sua vez, tal evidência é observada apenas em períodos isolados de modo que julgamos necessário analisar diferentes indicadores relacionados ao saldo total das operações para concluirmos se existem evidências favoráveis ao canal. De todo o modo, argumentamos que a apuração de tais evidências é sensível ao conjunto de informação considerado na estimação.

Quando desagregamos por origem do capital, obtemos indícios que em resposta ao choque monetário contracionista instituições financeiras públicas contraem o saldo de suas operações, enquanto que bancos privados nacionais e estrangeiros expandiriam o mesmo. Tal resultado controverso vai de encontro ao argumento que o sistema financeiro público amortece os efeitos do choque contracionista sobre o mercado de crédito. No entanto, argumentamos que estes resultados devem ser analisados com cautela uma vez que as respostas de séries agregadas podem ser dominadas pela resposta de um de seus componentes. Ademais, como a variável analisada é o saldo das operações (uma variável cuja parte relevante do valor é estoque), argumentamos que esses resultados apesar de informativos não são conclusivos quanto a diferenças na sensibilidade de bancos comerciais segundo propriedade. Para uma análise mais detalhada achamos necessário apurar as respostas desagregadas. Este será nosso objeto de estudo nas seções 4.3, 4.4 e 4.5.

Quanto às concessões, as estimativas pontuais das IRFs são instáveis e os intervalos de confiança sugerem que o efeito do choque monetário contracionista seria nulo. Por outro lado, as IRFs das taxas de juros média das operações corroboram a hipótese de repasse da taxa de juros básica da economia, a Selic, para as duas modalidades de taxas de juros com dados disponíveis para o período analisado: PJ - capital de Giro, e PF - crédito pessoal. Tais resultados são observados em ambas as especificações. Observe, ainda, que o efeito sobre a modalidade de taxa de juros relacionada a pessoa jurídica (PJ) é consideravelmente superior do que o sobre a taxa relacionada a pessoa física (PF), sugerindo que, neste aspecto, firmas seriam mais afetadas pelo choque que os consumidores.

A figura 4.3 apresenta as IRFs do saldo das operações por atividade de

Figura 4.3: Funções de resposta ao impulso de indicadores de crédito a choque monetário identificado - Saldo por atividade econômica de destino





destino. Os gráficos na primeira linha são as respostas dos indicadores agregados: setor público e setor privado. Os gráficos nas demais linhas expõem as respostas dos indicadores mais desagregados. De modo geral, nas especificações FAVAR, em resposta ao choque positivo na taxa de juros observa-se uma resposta negativa inicial (duradoura por cerca de cinco períodos após choque) das operações para o setor público, e uma resposta estatisticamente nula das operações para o setor privado. Ao desagregar-se a resposta do setor privado, apura-se uma diminuição do saldo para setores tradicionalmente atendidos por IFs públicas - rural e imobiliário - e um aumento do saldo para as demais atividades, salvo outros serviços. Estes resultados, portanto, estão alinhados com os verificados na análise do saldo por origem do capital.

Outra abordagem para analisar os resultados das estimações de modelos VAR é a decomposição de variância. Esta determina qual fração do erro de previsão de cada variável num dado período pode ser atribuída a um choque em particular, e é construída por meio dos coeficientes da representação MA do VAR e da variância dos choques estruturais.

Na primeira coluna da tabela 4.1 apresenta-se a contribuição do choque monetário na variância do erro de previsão 12 períodos após o impacto. Na segunda coluna apresentamos o  $R^2$  da regressão de cada variável nos componentes comuns de modo a observar a contribuição destes na explicação do comportamento de tais variáveis. Apresentamos tais estatísticas para a especificação *benchmark*, o *FAVAR completo*.

Tal como usualmente observado em modelos VAR, o choque monetário explica uma pequena parcela do erro de previsão de variáveis reais. Em particular, para a produção industrial contribui em 1,25%. No que concerne aos indicadores de crédito, observa-se que a contribuição do choque monetário para explicar o erro de previsão das concessões é consideravelmente inferior a relacionada à contribuição para o da taxas de juros: 0,55% e 0,57% contra 13,58% e 8,46%. Portanto, a decomposição de variância corrobora a hipótese de maior efeito da inovação de política monetária sobre as duas modalidades de taxas de juros cobradas consideradas em nossa análise.

De modo geral, a segunda coluna da tabela 4.1 demonstra que os componentes comuns explicam uma parcela razoável do comportamento de alguns indicadores de crédito. No entanto, indicadores mais desagregados tendem a ser explicados majoritariamente por componentes específicos. Em particular, quando observamos o saldo das operações por origem do capital as estatísticas sugerem que bancos públicos adotam um comportamento diferenciado quando comparado ao de bancos privados. No que concerne às concessões, observa-se que elas são os indicadores de crédito com maior  $R^2$  o que sugere que o

Tabela 4.1: Decomposição de variância - *FAVAR completo* (12 períodos após o choque monetário)

	Decomposição de variância	$R^2$
Taxa de juros	0.3303	1
Produção Industrial	0.0125	0.4221
IPCA	0.0105	0.8538
Saldo total	0.0085	0.3521
Origem do capital: Estrangeiro	0.0157	0.4852
Origem do capital: Privado Nacional	0.0115	0.5646
Origem do capital: Público	0.0394	0.1856
Concessões - Total	0.0051	0.6973
Concessões - PJ	0.0055	0.6143
Concessões - PF	0.0057	0.717
Taxa de juros média - PJ	0.1358	0.2956
Taxa de juros média - PF	0.0846	0.2591
Atv destino: Setor público	0.0539	0.0575
Atv destino: Setor privado	0.0072	0.3645
Atv destino: Setor público federal	0.0191	0.0677
Atv destino: Setor público estadual e municipal	0.007	0.0992
Atv destino: Privado industrial	0.0085	0.4386
Atv destino: Rural	0.0137	0.1078
Atv destino: Comercial	0.0119	0.4567
Atv destino: PF	0.0155	0.4285
Atv destino: Outros serviços	0.0099	0.3215
Atv destino: Imobiliário	0.0206	0.1849

montante emprestado é explicado pelas condições gerais da economia.

Como o saldo das operações é função positiva das concessões e da incorporação de juros<sup>5</sup>, uma interpretação possível dos resultados apurados é que o canal de transmissão da política monetária para o mercado de crédito seria predominantemente via repasse de juros. No entanto, a indisponibilidade de séries de concessões desagregadas por origem do capital, assim como de demais modalidades de taxa de juros cobradas inviabiliza maiores conclusões

<sup>5</sup>Segundo Banco Central(2013), o saldo das operações de crédito é função positiva das concessões e da incorporação de juros, e função negativa do pagamento de prestações, da liquidação das operações, e de baixas por prejuízos. Considerando inadimplência como uma *proxy* para os movimentos do pagamento das prestações e da liquidação de operações, argumentamos que estas não seriam as variáveis explicativas da resposta apurada do saldo devido ao *timing*. Uma operação é computada como inadimplente apenas após 90 dias de atraso de pagamento. Devido a isso, consideramos que os efeitos sobre saldo relacionados a inadimplência seriam observados a partir do quarto período após o choque. Assim, como apuramos um impacto imediato sobre o saldo por origem do capital, argumentamos que é mais provável que o canal de transmissão seja via concessões e incorporação de juros.

sobre o tema<sup>6</sup>.

Como base adicional para a análise das repostas do saldo das operações que realizaremos a seguir, consideramos os resultados obtidos por Coelho, Mello e Garcia (2010) que exploram um detalhado painel de dados de novas concessões e taxas de juros para analisar o *lending channel* no Brasil<sup>7</sup>. Segundo os autores, os bancos reagem a contração de política monetária contraindo suas concessões e elevando as taxas de juros cobradas pela operações. Em particular, os coeficientes estimados corroboram a hipótese que em resposta a elevação inesperada na taxa de juros bancos privados nacionais e estrangeiros contraem novas concessões, enquanto que bancos públicos federais e estaduais expandem as mesmas. Ademais, as estimações para taxa de juros sugerem que tanto bancos públicos quanto privados nacionais elevam as mesmas em resposta a elevação da taxa básica de juros.

### 4.3

#### Resposta dos indicadores desagregados ao choque monetário

Desta seção em diante focaremos na análise dos dados desagregados relacionados a atividade de bancos comerciais incluídos no painel analisado. Em particular, nesta seção investigamos se as repostas destes indicadores são heterogêneas. Para tal estimamos as duas especificações FAVAR descritas na seção anterior.

As figuras 4.4 e 4.5 apresentam as IRFs estimadas. A linha vermelha é a resposta média ponderada pelo tamanho do banco. A heterogeneidade na resposta dos quatro indicadores é notória em ambas as especificações. Em particular, o comportamento médio de depósitos à vista e alavancagem depende do conjunto de informação considerado, apresentando resposta positiva na especificação *benchmark*. Vale ressaltar que a resposta positiva de depósitos à vista contraria o esperado pela literatura do *lending channel*, segundo a qual uma política monetária contracionista resultaria na redução de depósitos, comprometendo o *funding* dos bancos comerciais e múltiplos. Ademais, destaca-se que as respostas do indicador de juros é caracterizada pela presença de *outliers*.

Para melhor comparação entre os diferentes métodos, assim como para uma descrição mais precisa do comportamento geral dos bancos em resposta ao choque monetário contracionista, a tabela 4.2 apresenta a resposta média dos indicadores 6 meses após o choque. Ambos os métodos estimam respostas

<sup>6</sup>Com a reformulação das estatísticas do sistema financeiro brasileiro pelo Banco Central parte destes indicadores foram disponibilizadas. No entanto, as séries começam em 2011, fato que inviabiliza considerá-las nas estimações deste trabalho.

<sup>7</sup>Devido ao sigilo bancário a base não é disponível para consulta do público em geral de modo que não tivemos acesso a mesma. Cabe destacar-se que o nosso período de análise abrange o por eles analisado, de novembro de 2001 a dezembro de 2006.

Figura 4.4: IRFs dos indicadores bancários desagregados a choque monetário identificado - depósitos à vista e operações de crédito

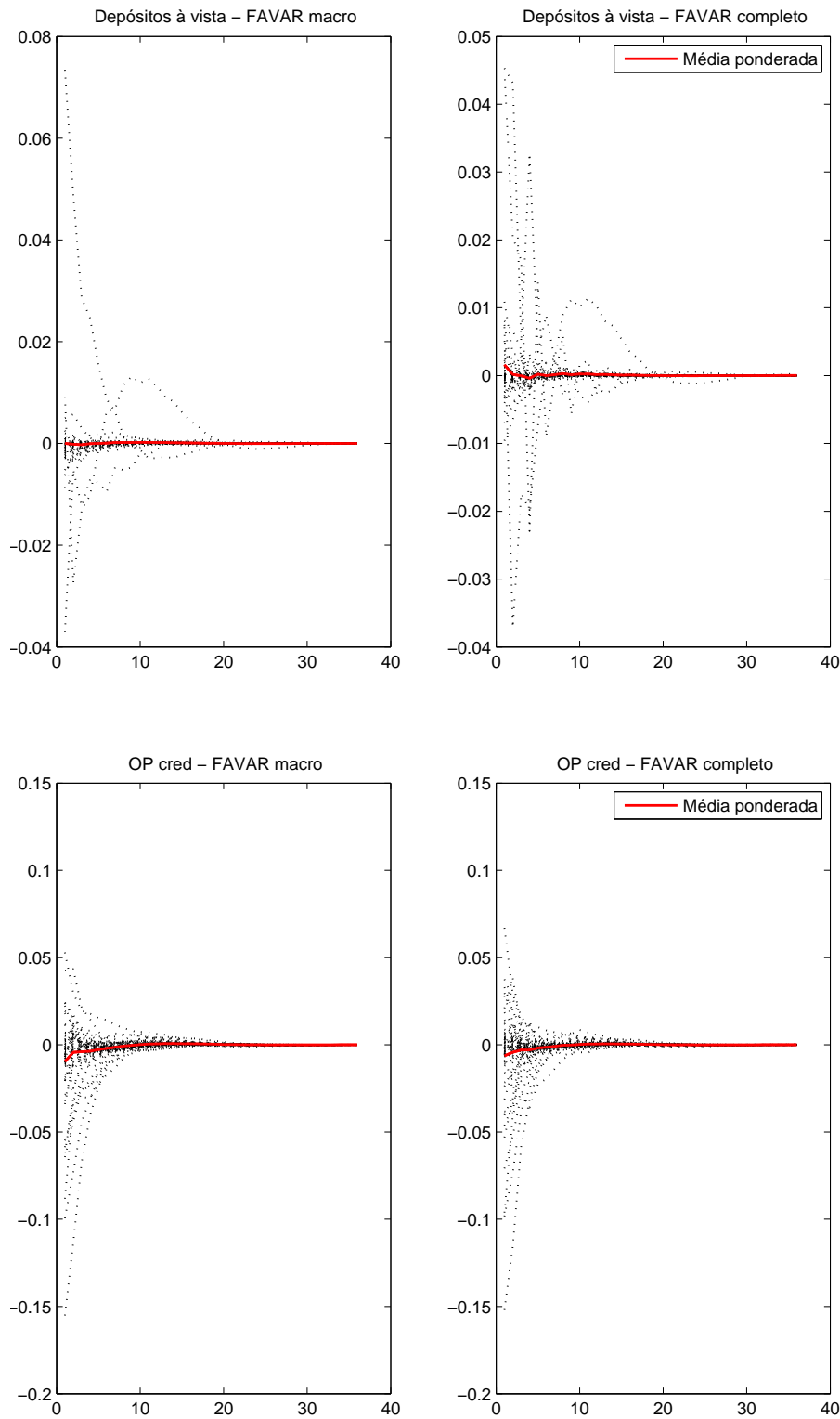


Figura 4.5: IRFs dos indicadores bancários desagregados a choque monetário identificado - juros e alavancagem

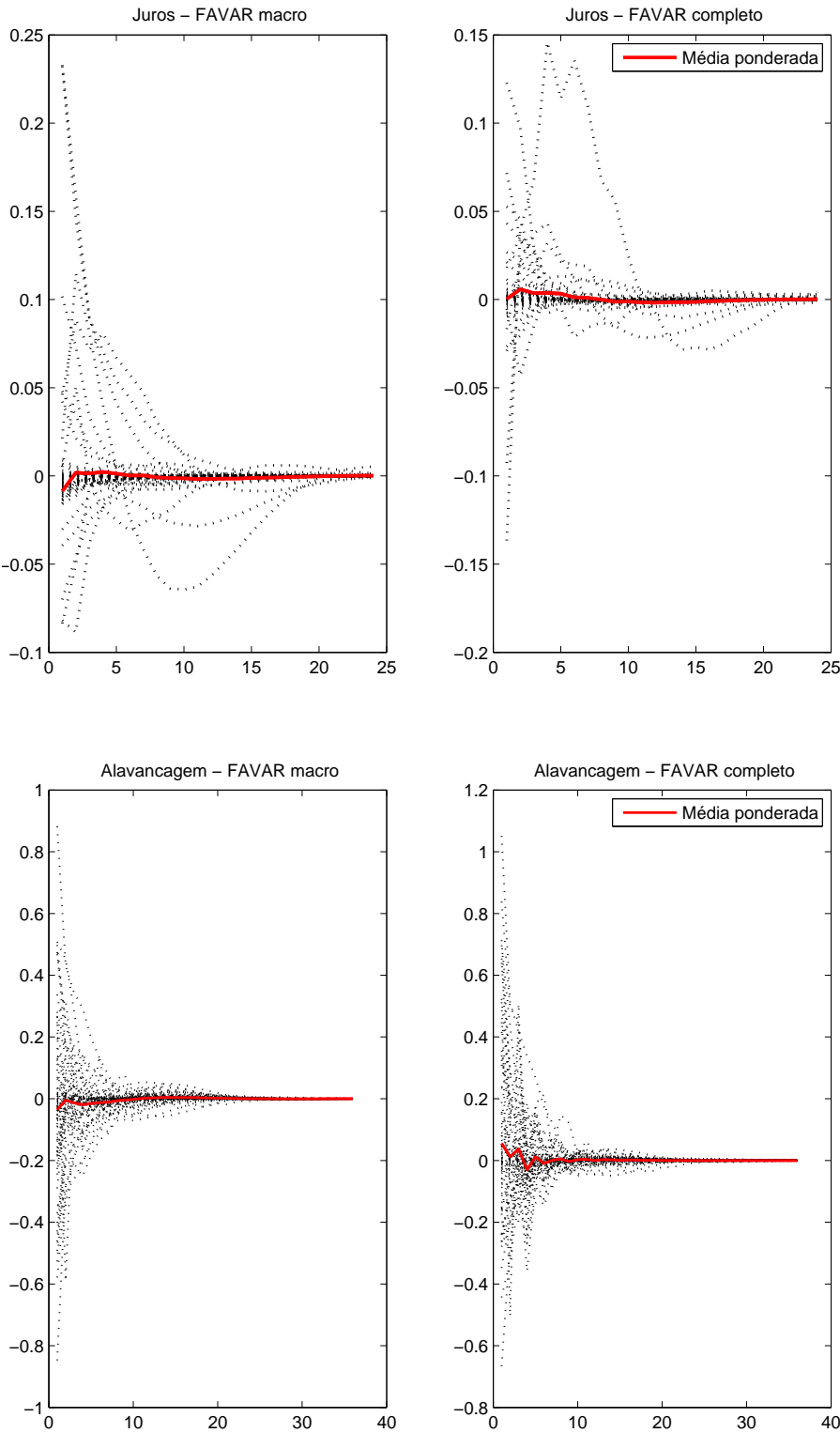


Tabela 4.2: Estatísticas das IRFs dos indicadores bancários desagregados a um choque monetário identificado,  $t = 6$ 

<b>Depósitos à vista</b>			
	$\Delta_{\text{médio}}$	$\Delta_{\text{ponderado}}$	% bancos com $\Delta < 0$
FAVAR macro	$2.3 \times 10^{-5}$	$4.9 \times 10^{-5}$	0.58
FAVAR completo	$-1.7 \times 10^{-5}$	$9.7 \times 10^{-7}$	0.63
<b>Operações de crédito</b>			
	$\Delta_{\text{médio}}$	$\Delta_{\text{ponderado}}$	% bancos com $\Delta < 0$
FAVAR macro	-0.002	-0.0021	0.74
FAVAR completo	-0.0014	-0.0014	0.77
<b>Juros (<i>proxy</i>)</b>			
	$\Delta_{\text{médio}}$	$\Delta_{\text{ponderado}}$	% bancos com $\Delta > 0$
FAVAR macro	$1.22 \times 10^4$	$2.36 \times 10^4$	0.24
FAVAR completo	0.00097	0.0012	0.37
<b>Alavancagem</b>			
	$\Delta_{\text{médio}}$	$\Delta_{\text{ponderado}}$	% bancos com $\Delta < 0$
FAVAR macro	-0.011	-0.013	0.72
FAVAR completo	-0.0076	-0.0096	0.61

média (e média ponderada pelo tamanho) negativas para crédito e alavancagem e positiva para juros. Para depósitos, no entanto, os métodos divergem no que concerne a resposta média, com o *FAVAR completo* apresentando valor negativo - sinal esperado pela literatura. Em sintonia com os resultados dos indicadores agregados, o *FAVAR macro* apresenta respostas médias de maior módulo que o *FAVAR completo*. Vale ressaltar-se, por fim, que a IRF de alavancagem média apurada pelo último é mais errática conforme pode ser observado na figura 4.5.

Em ambos os métodos a resposta de crédito e alavancagem da maioria dos bancos comerciais é no sentido esperado pela literatura do canal de crédito. No caso das operações de crédito mais de 70% dos bancos comerciais contraem os saldos de suas operações em resposta a um choque monetário contracionista, fato que corrobora a hipótese de existência do canal de crédito no nível dos bancos comerciais. Quanto a alavancagem, o percentual de bancos com alavancagem pró-cíclica cai quando expandimos o conjunto de informação, mas permanece elevado sendo superior a 60%. No entanto, ao observarmos as estatísticas de depósitos à vista verificamos que apesar das estimativas dos dois métodos serem tais que a maioria dos bancos enfrentam

uma redução dos mesmos, a média ponderada é positiva e de magnitude mínima quando comparado as demais médias calculadas. Em termos práticos, tal fato sugere uma resposta economicamente insignificante deste indicador, que iria de encontro ao *lending channel* tradicional. Ademais, as estatísticas das IRFs de juros apontam que a maioria dos bancos da amostra adotam um comportamento contrário ao esperado, diminuindo a taxa de juros das operações em resposta a um choque contracionista. Note, no entanto, que as respostas das taxas de juros média (figura 4.2) corroboram a hipótese de repasse da elevação da taxa de juros básica para as demais da economia. Como nosso indicador desagregado é uma *proxy* e as séries agregadas do Banco Central são mensuradas mais precisamente, argumentamos que tal resultado de que a maioria dos bancos reduzem a taxa de juros cobrada em resposta a inovação de política deve ser considerado com cautela.

#### 4.4

##### Explorando a heterogeneidade: análise da *cross-section*

Verificada a heterogeneidade das respostas, analisamos se esta pode ser explicada pelas características dos bancos comerciais analisados. Para tal estimamos regressões das IRFs nas características apontadas pela literatura como correlacionadas a diferentes graus de sensibilidade à política monetária. São elas: tamanho, liquidez e origem do capital.

Nas regressões utilizamos as IRFs estimadas na especificação *benchmark*, o *FAVAR completo*, pois consideramos que a informação dos indicadores desagregados são relevantes para a identificação do choque monetário. As características, salvo origem do capital, são calculadas utilizando medidas normalizadas tal como exposto na equação 3-1 e as regressões são estimadas por mínimos quadrados ordinários.

A) *Operações de crédito*. Inicialmente investigamos como as IRFs de crédito se relacionam com as características de modo a verificar se a sensibilidade das instituições analisadas a política monetária se dá de modo que corrobore o *lending channel*. Os resultados são reportados na tabela 4.3.

Em primeiro lugar, verifica-se uma correlação negativa e significativa entre tamanho e a resposta de operações de crédito (regressão (1)). Esta correlação se mantém quando controlamos para liquidez (regressão (3)) e para origem do capital (regressão (5)). Assim, nossos resultados sugerem que bancos grandes são os que diminuem mais (ou aumentam menos) suas operações de crédito em resposta a um choque monetário contracionista o que vai de encontro ao esperado segundo a explicação do *lending channel* via restrição de *funding*. Este resultado é consistente com o obtido por Coelho, Mello e Garcia

Tabela 4.3: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito e juros ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos

Operações de crédito					
VARIABLES	(1) $IRF_{t=6}$	(2) $IRF_{t=6}$	(3) $IRF_{t=6}$	(4) $IRF_{t=6}$	(5) $IRF_{t=6}$
size	-0.00508*** (0.00159)		-0.00462** (0.00203)		-0.00640*** (0.00225)
liquidez		0.102 (0.0742)	0.0477 (0.124)		
size × liquidez			0.0167 (0.0331)		
d_público				0.00168 (0.0128)	0.00768 (0.0148)
d_estrangeiro				-0.00976 (0.00934)	-0.00721 (0.00882)
size × d_público					0.00392 (0.00525)
size × d_estrangeiro					0.00110 (0.00367)
Constant	-0.0206*** (0.00389)	-0.0207*** (0.00415)	-0.0193*** (0.00482)	-0.0188*** (0.00553)	-0.0202*** (0.00522)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.132	0.027	0.136	0.019	0.172

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Juros <i>proxy</i>					
VARIABLES	(1) $IRF_{t=6}$	(2) $IRF_{t=6}$	(3) $IRF_{t=6}$	(4) $IRF_{t=6}$	(5) $IRF_{t=6}$
size	0.00111 (0.00164)		0.00168 (0.00205)		0.00309 (0.00237)
liquidez		-0.0417 (0.0753)	0.0590 (0.128)		
size × liquidez			0.0288 (0.0336)		
d_público				-0.00688 (0.0126)	-0.00817 (0.0153)
d_estrangeiro				-0.00666 (0.00929)	-0.00771 (0.00951)
size × d_público					-0.00303 (0.00532)
size × d_estrangeiro					-0.00343 (0.00387)
Constant	-0.00236 (0.00406)	-0.00262 (0.00413)	-0.000195 (0.00500)	0.000590 (0.00536)	0.00178 (0.00550)
Observations	62	62	62	62	62
R-squared	0.008	0.005	0.021	0.011	0.040

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



(2010) que investigam o *lending channel* para a economia brasileira por meio da realização de um estudo de caso que explora a alta frequência de dados de concessões e taxas de juros.

Em seguida, investigamos a relação entre as respostas e liquidez (regressão (2)). O cerne do argumento que explicaria a diferença de sensibilidade quanto a esta característica é que bancos mais líquidos seriam menos sensíveis a política monetária pois teriam a capacidade de oferecer colaterais de melhor qualidade como títulos públicos. No entanto, os coeficientes estimados não são significantes.

Posteriormente, exploramos as variáveis relacionadas a origem do capital (regressão (4)). As *dummies* para bancos públicos e estrangeiros não são significativas de modo que rejeitamos a hipótese que para a amostra completa haja distinção no comportamento de bancos de propriedade diferente. No entanto, este resultado não é consistente com o obtido por Coelho, Mello e Garcia (2010) segundo o qual bancos públicos em resposta a elevação de juros expandem suas concessões, enquanto que bancos privados nacionais e estrangeiros contraem as mesmas.

Note, portanto, que, de modo geral, obtemos evidências contrárias ao *lending channel* quando analisamos as respostas do saldo das operações de crédito.

*B) Juros* De modo análogo ao apresentado para operações de crédito, analisamos como as IRFs de juros se relacionam com as características dos bancos. Os resultados são reportados na tabela 4.3.

Inicialmente, cabe destacar que a variável de juros utilizada é uma *proxy*. Assim, como receita com operações de crédito inclui não somente a receita com juros mas outros componentes, argumentamos que os resultados das regressões de juros devem ser considerados com cautela.

Em todas as regressões os coeficientes estimados não são significantes, mas as estimativas pontuais são consistentes com os resultados obtidos nas regressões das respostas do saldo das operações de crédito, com bancos grandes aumentando mais (diminuindo menos) os juros.

Portanto, os resultados das regressões das respostas do saldo das operações de crédito e dos juros nas características refutam a existência do *lending channel* explicado via restrição de alternativas de *funding*.

*C) Depósitos à vista* Dados os resultados anteriores contrários a diferenças na resposta ao choque de política monetária devido ao acesso diferenciado a fontes alternativas de financiamento, investigamos como as respostas de depósitos à vista se relacionam com as características. Assim, analisamos se nossos resultados corroboram ao menos a cadeia de eventos prevista pela aborda-

Tabela 4.4: Regressões *cross-section* das IRFs de depósitos à vista e alavancagem ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos

Depósitos à vista					
VARIABLES	(1) $IRF_{t=6}$	(2) $IRF_{t=6}$	(3) $IRF_{t=6}$	(4) $IRF_{t=6}$	(5) $IRF_{t=6}$
size	-0.000899 (0.00116)		-0.00342*** (0.00123)		-0.00300** (0.00141)
liquidez		-0.103** (0.0425)	-0.241*** (0.0614)		
size × liquidez			-0.0416** (0.0184)		
d_público				-0.0229*** (0.00780)	-0.0189** (0.00890)
d_estrangeiro				0.00850 (0.00592)	0.00835 (0.00549)
size × d_público					0.00122 (0.00316)
size × d_estrangeiro					0.00815*** (0.00224)
Constant	-0.00877*** (0.00285)	-0.00927*** (0.00274)	-0.0121*** (0.00292)	-0.00823** (0.00345)	-0.00896*** (0.00321)
Observations	65	65	65	65	65
R-squared	0.009	0.085	0.213	0.182	0.336
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					
Alavancagem					
VARIABLES	(1) $IRF_{t=6}$	(2) $IRF_{t=6}$	(3) $IRF_{t=6}$	(4) $IRF_{t=6}$	(5) $IRF_{t=6}$
size	-0.00519*** (0.00110)		-0.00634*** (0.00127)		-0.00602*** (0.00143)
liquidez		0.0157 (0.0468)	-0.0842 (0.0645)		
size × liquidez			0.00671 (0.0188)		
d_público				-0.0139 (0.00926)	0.00412 (0.0101)
d_estrangeiro				-0.0188*** (0.00633)	-0.0160*** (0.00560)
size × d_público					-0.00236 (0.00356)
size × d_estrangeiro					0.00419* (0.00243)
Constant	-0.00974*** (0.00265)	-0.00974*** (0.00300)	-0.00925*** (0.00295)	-0.00222 (0.00378)	-0.00480 (0.00338)
Observations	79	79	79	79	79
R-squared	0.224	0.001	0.271	0.110	0.339
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

gem do *lending channel* que prevê que a elevação da taxa de juros causaria a contração dos depósitos e esta, por sua vez, seria homogênea entre bancos de características diferentes.

Quanto às respostas de depósitos, cabe-se destacar que na especificação *benchmark* a magnitude das IRFs é consideravelmente inferior a dos demais indicadores analisados (ver tabela 4.2 para médias). Neste sentido, argumentamos que a resposta de depósitos à vista é economicamente nula.

De qualquer modo, na tabela 4.4 apresentamos os coeficientes estimados das regressões nas quais utilizamos depósitos à vista como variável dependente.

Diferentemente dos resultados de Kashyap e Stein (1994)<sup>8</sup>, a resposta de depósitos é diferenciada sendo correlacionada com algumas características. Na regressão (1) porte é não significativa tal como esperado. No entanto, nas demais regressões ao menos uma das variáveis explicativas incluídas é significativa. Liquidez é significativa e apresenta coeficiente negativo em ambas as regressões em que é considerada (regressões (2) e (3)). Assim, temos que na ocorrência de um choque positivo na taxa de juros bancos mais líquidos são os que apresentam maior redução (ou menor aumento) de depósitos à vista. Na regressão (3), onde analisamos em conjunto porte e liquidez, ambas as características assim como a interação entre as duas são significativas e possuem coeficientes estimados negativos.

Posteriormente, analisamos se as respostas são correlacionadas com as variáveis relacionadas a origem do capital. Na especificação mais simples (regressão (4)) e na que controlamos por tamanho (regressão (5)) os coeficientes estimados para a *dummy* de bancos públicos são significantes e negativos. Assim, bancos públicos são os que apresentam maior diminuição (ou menor aumento) no montante de depósitos à vista. Obtemos, portanto, uma evidência contrária ao esperado caso vigorasse a argumentação que bancos públicos seriam menos sensíveis a política monetária pois detêm uma base de depósitos mais estável.

Portanto, nossos resultados sugerem que a resposta da parcela de depósitos à vista no passivo total dos bancos comerciais ao choque monetário é diferenciada, sendo correlacionada com as características dos mesmos. Ao comparar os coeficientes das regressões de depósitos com os das de operações de crédito temos que de modo geral bancos que enfrentam maior redução (ou

<sup>8</sup>Em seu estudo Kashyap e Stein (1994) utilizam *core deposits* que é definido como total de depósitos menos qualquer depósito com valor nominal superior a \$100.000. Neste estudo usamos depósitos à vista devido à natureza de nossos dados, assim como a questões regulamentares do sistema financeiro brasileiro. A alíquota efetiva de compulsórios é diferenciada dependendo do tipo de depósitos. A para depósitos à vista é superior as demais modalidades e é a única modalidade que deve ser cumprida mediante acumulação não remunerada de reservas.

menor aumento) de depósitos à vista são os que contraem mais (ou expandem menos) suas operações de crédito. Tal fato pode ser visto como uma evidência favorável ao *lending channel* uma vez que bancos que enfrentam maior redução nesta importante fonte de financiamento são os mais sensíveis à política monetária. No entanto, dado o baixo módulo das IRFs de depósitos à vista consideramos que o efeito da contração (expansão) destes não explicaria parte relevante do comportamento dos bancos analisados no que concerne a operações de crédito.

D) *Alavancagem* Explicação alternativa à focada em restrições de *funding* é a que argumenta que decisões de instituições financeiras são explicadas em grande parte pelo fato delas administrarem ativamente seu balanço com o objetivo de manter um certo patamar de alavancagem. Segundo esta visão, caso estas instituições fossem passivas no que concerne a administração de balanço, alavancagem teria um comportamento anti-cíclico uma vez que o valor dos ativos é pró-cíclico. No entanto, os resultados apresentados na tabela 4.2 evidenciam que a maioria dos bancos comerciais analisados reduzem alavancagem em resposta ao choque monetário contracionista, sendo alavancagem, portanto, pró-cíclica. Dado este resultado, investigamos se existem evidências que corroboram que a administração ativa de balanço explicaria os resultados obtidos nas regressões de operações de crédito. Para tal verificamos como as IRFs de alavancagem se relacionam com as características. Os coeficientes estimados são apresentados na tabela 4.4.

Inicialmente verifica-se uma correlação negativa entre porte do banco e alavancagem. Este resultado permanece mesmo quando controlamos para liquidez (regressão (3)) e para origem do capital (regressão (5)). Assim, nossos resultados evidenciam que bancos maiores administram mais ativamente seus balanços uma vez que sua alavancagem é mais pró-cíclica (menos anti-cíclica). Tal resultado é consistente com os coeficientes estimados para as regressões das respostas de operações de crédito (tabela 4.3) segundo os quais quanto maior o porte do banco mais ele contrai (menos expande) o saldo de suas operações em resposta ao choque monetário contracionista.

Em seguida, analisamos a relação entre as respostas de alavancagem e liquidez. Em todas as especificações liquidez é não significativa, assim como a interação entre esta e porte.

Quanto às variáveis relacionadas a origem do capital, nossos resultados sugerem que bancos estrangeiros adotam um comportamento diferenciado no que concerne a administração de balanço. O coeficiente estimado da *dummy* para estas instituições é negativo. Assim, obtemos evidências que bancos estrangeiros ajustam mais ativamente seu balanço do que os domésticos. E

a intensidade deste ajuste é negativamente correlacionada com o tamanho do banco (coeficiente da interação com tamanho é positivo). Estes resultados são consistentes com a visão que bancos estrangeiros teriam uma tolerância a risco diferente dos domésticos. No entanto, tal comportamento diferenciado não é observado quando analisamos as regressões das operações de crédito (tabela 4.3). Dada esta inconsistência, argumentamos que a análise conjunta do período pré e pós crise pode ser comprometida caso sejam observadas mudanças bruscas no comportamento destas instituições a este evento exógeno. Para investigar esta possibilidade, na seção 4.5 segregamos a nossa base em pré-crise e pós-crise e estimamos os coeficientes das características para cada amostra.

## 4.5

### Amostra pré-crise X amostra pós-crise

Nesta seção apresentamos os resultados obtidos quando segregamos nossa base de dados em duas amostras: uma com as observações do período pré-crise, e outra pós-crise.

A) *Operações de crédito* Conforme pode ser observado na tabela 4.5, os coeficientes estimados para diferente amostras são distintos. Em particular, para o período pré-crise, tamanho e liquidez são significativas em pelo menos uma das regressões em que são incluídas. Os coeficientes estimados de tamanho são consistentes com a estimação para a base completa, corroborando a hipótese que bancos grandes são os que contraem mais (ou expandem menos) as operações de crédito em resposta ao choque monetário contracionista. Quanto a liquidez, a significância do coeficiente não permanece quando controlamos por tamanho. Para a amostra do período pós crise estas características são não significativas.

No que concerne as variáveis relacionadas à origem do capital, todos os coeficientes estimados para a amostra pré-crise são não significantes. Como resultado, nossos resultados corroboram a hipótese de que antes da crise bancos públicos e estrangeiros respondiam ao choque monetário de forma análoga a bancos privados nacionais. Para o período pós-crise, no entanto, a *dummy* para bancos públicos e as interações das *dummies* com tamanho são significativas. O coeficiente da interação entre a *dummy* para bancos estrangeiros e tamanho sugere que quanto maior o banco estrangeiro menos ele contrai (mais expande) suas operações de crédito em resposta ao choque positivo na taxa de juros. Em paralelo, o coeficiente da *dummy* para bancos públicos é positivo e significativo, tendo sua magnitude ampliada quando controlamos para porte dos bancos. Tal resultado corrobora a hipótese de alteração de comportamento dos bancos

## Operações de crédito

PERÍODO	(1)		(2)		(3)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size	-0.00611*** (0.00199)	0.000950 (0.0128)			-0.00471 (0.00298)	-0.00229 (0.0162)
liquidez			0.217** (0.104)	-0.350 (0.492)	0.124 (0.173)	0.385 (0.869)
size × liquidez					0.0141 (0.0497)	0.243 (0.206)
Constant	-0.0191*** (0.00492)	0.00698 (0.0317)	-0.0161*** (0.00542)	0.0110 (0.0365)	-0.0162** (0.00741)	0.0236 (0.0382)
Observations	69	69	69	69	69	69
R-squared	0.123	0.000	0.062	0.007	0.132	0.029

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

PERÍODO	(4)		(5)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size			-0.00501* (0.00286)	-0.0173 (0.0163)
d_público	-0.0174 (0.0160)	0.176* (0.101)	-0.00481 (0.0193)	0.336*** (0.118)
d_estrangeiro	-0.0145 (0.0117)	-0.0304 (0.0690)	-0.0230 (0.0114)	-0.0386 (0.0661)
size × d_público			-0.000604 (0.00658)	-0.0746* (0.0432)
size × d_estrangeiro			-0.00252 (0.00477)	0.0601** (0.0161)
Constant	-0.0134* (0.00691)	-0.00339 (0.0412)	-0.0150** (0.00673)	-0.00873 (0.0397)
Observations	69	69	69	69
R-squared	0.032	0.048	0.139	0.165

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Tabela 4.5: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 × pós/2008

públicos no período pós crise. Em particular, o sinal do coeficiente estimado nos fornece evidências favoráveis a hipótese que estas instituições são menos sensíveis a alterações de política monetária do que as privadas. Neste sentido, nossos resultados corroboram a evidência anedótica de que bancos públicos amorteceriam os impactos do choque monetário sobre o mercado de crédito, e, conseqüentemente, sobre a economia real. Ademais, o sinal do coeficiente estimado para a interação entre porte e a *dummy* para bancos públicos é negativo. Assim, a sensibilidade dos bancos públicos é maior quanto maior o porte do mesmo.

*B) Juros* Analogamente ao apresentado para operações de crédito, analisamos para cada amostra como as respostas de juros (*proxy*) ao choque monetário contracionista se relacionam com as características. Os coeficientes es-

timados são apresentados na tabela 4.6.

No período pré-crise, apenas a *dummy* para bancos estrangeiros é significativa (regressões (4) e (5)). O coeficiente estimado é negativo e diminui em magnitude quando controlamos para porte do banco. Assim, temos indícios que no período pré-crise em resposta a política monetária contracionista bancos estrangeiros aumentavam menos (diminuíam mais) a taxa de juros cobrada pelas operações que os bancos domésticos, o que corrobora a hipótese de menor sensibilidade dos estrangeiros. Ademais, dada a não significância das demais variáveis relacionadas a origem do capital, argumentamos que não existem evidências da distinção de comportamento de instituições públicas no período pré-crise.

No período pós crise *d\_estrangreiro* deixa de ser significativa. Como resultado, a comparação entre os coeficientes estimados para as duas amostras nos fornece subsídios para afirmar que houve uma alteração de comportamento dos bancos estrangeiros no período pós crise no que concerne a repasse na taxa de juros. Em particular, estas instituições deixaram de apresentar um comportamento diferenciado em relação aos domésticos. A *dummy* para bancos públicos é significativa, com coeficiente estimado positivo. Assim, os resultados para juros também corroboram a hipótese de alteração no comportamento de bancos públicos após a crise. No entanto, o sinal do coeficiente é tal que estas instituições seriam caracterizadas por um maior aumento (ou menor diminuição) das taxas de juros cobradas do que as privadas, o que vai de encontro ao resultado de menor sensibilidade obtido quando analisamos operações de crédito.

Ademais, os coeficientes estimados para porte fornecem evidências favoráveis a maior sensibilidade de bancos grandes ao choque monetário no período pós crise (salvo na especificação em que controlamos para origem do capital).

No entanto, dados os resultados peculiares que obtivemos anteriormente para esta *proxy*, argumentamos que esta é, provavelmente, muito ruidosa. Assim, em nossas conclusões focaremos nos resultados de operações de crédito e dos demais indicadores que apresentaremos a seguir.

*C) Depósitos à vista* Neste ponto investigamos se a relação entre a resposta de depósitos à vista ao choque monetário contracionista e as características é alterada no período pós-crise. Assim, verificamos se a alteração no comportamento das operações pode ser relacionada a restrição nesta importante fonte de *funding*. Os coeficientes estimados são reportados na tabela 4.7.

No período pré-crise os coeficientes estimados são tais que bancos mais líquidos e bancos públicos são os que apresentam maior redução (menor aumento) de depósitos à vista, sendo, portanto, os que mais sofreriam com

Tabela 4.6: Regressões *cross-section* das IRFs de juros ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 × pós/2008

Juros ( <i>proxy</i> )						
PERÍODO	(1)		(2)		(3)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size	-0.000953 (0.00285)	0.0467* (0.0263)			0.00315 (0.0356)	0.0665* (0.0266)
liquidez			0.0418 (0.149)	0.569 (1.150)	0.292 (0.246)	1.214 (1.937)
size × liquidez					0.104 (0.0695)	-0.0764 (0.453)
Constant	-0.00254 (0.00713)	0.191*** (0.0651)	-0.00183 (0.00767)	0.239*** (0.0838)	0.00863 (0.0106)	0.218** (0.0857)
Observations	62	62	62	62	62	62
R-squared	0.002	0.039	0.001	0.004	0.039	0.063

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

PERÍODO	(4)		(5)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size			-0.000162 (0.00405)	0.0532 (0.0353)
d_público	0.0102 (0.0214)	0.480** (0.208)	0.0151 (0.0266)	0.447* (0.255)
d_estrangeiro	-0.0286* (0.0158)	-0.0694 (0.142)	-0.0278* (0.0165)	-0.0855 (0.143)
size × d_público			-0.00245 (0.00899)	-0.0433 (0.0937)
size × d_estrangeiro			-0.00142 (0.00675)	-0.0478 (0.0590)
Constant	0.00436 (0.00912)	0.158* (0.0850)	0.00429 (0.00955)	0.174** (0.0861)
Observations	62	62	62	62
R-squared	0.066	0.079	0.069	0.107

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

a redução desta fonte preferencial de financiamento. No entanto, os resultados de crédito (tabela 4.5) não corroboram a hipótese que esta restrição resultaria em uma contração das operações por parte destas instituições.

Por outro lado, no período pós-crise, a *dummy* para bancos públicos não é significativa. Como resultado, rejeitamos a hipótese que o comportamento diferenciado destas instituições no período pós crise seria explicado pelo fato delas deterem uma base de depósitos mais estável.

Ademais, analogamente ao resultado observado para a amostra completa, o coeficiente relacionado a interação entre a *dummy* para bancos estrangeiros e tamanho do banco é significativo e positivo para ambas as amostras, sendo a magnitude consideravelmente superior para o período pós-crise.

*Alavancagem* Por fim, analisamos para cada amostra a relação entre



## Depósitos à vista

PERÍODO	(1)		(2)		(3)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size	0.000184 (0.00141)	0.00250 (0.00981)			-0.00186 (0.00178)	-0.00840 (0.0123)
liquidez			-0.117* (0.0624)	-0.556* (0.331)	-0.183** (0.0892)	-1.637*** (0.538)
size × liquidez					-0.0223 (0.0289)	-0.342** (0.140)
Constant	-0.00189 (0.00348)	0.0105 (0.0243)	-0.00373 (0.00353)	0.0225 (0.0295)	-0.00583 (0.00435)	0.0105 (0.0296)
Observations	65	65	65	65	65	65
R-squared	0.000	0.001	0.053	0.043	0.071	0.133

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

PERÍODO	(4)		(5)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size			-0.00141 (0.00199)	-0.0149 (0.0127)
d_público	-0.0191* (0.0102)	-0.111 (0.0782)	-0.0229* (0.0126)	-0.101 (0.0919)
d_estrangeiro	-0.000733 (0.00775)	-0.0154 (0.0534)	-0.00154 (0.00774)	-0.00843 (0.0516)
size × d_público			0.00360 (0.00436)	0.0114 (0.0337)
size × d_estrangeiro			0.00593* (0.00319)	0.0623*** (0.0212)
Constant	0.000996 (0.00451)	0.0280 (0.0319)	0.000542 (0.00452)	0.0234 (0.0310)
Observations	65	65	65	65
R-squared	0.056	0.026	0.117	0.135

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Tabela 4.7: Regressões *cross-section* das IRFs de depósitos à vista ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 × pós/2008

as respostas de alavancagem e as características dos bancos. Os coeficientes estimados são apresentados na tabela 4.8.

Para o período pré-crise porte do banco é significativo (nas regressões (1) e (3)) e o sinal negativo do coeficiente implica que quanto maior o banco mais pró-cíclica (menos anti-cíclica) a alavancagem. Assim, bancos maiores seriam os que administram mais ativamente seus balanços. Tal resultado é consistente com o verificado para a amostra completa. Ademais, ao compará-lo com os coeficientes estimados para operações de crédito (tabela 4.5) obtemos evidências que os bancos que mais contraem suas operações são os que administram mais ativamente seu balanço.

Ao analisar a regressão (5) note que porte deixa de ser significativa e a interação entre a *dummy* para bancos públicos e porte o torna-se. Tal

resultado sugere que no período pré-crise a administração mais ativa do balanço seria realizada por grandes bancos públicos. No entanto, este comportamento diferenciado não foi observado nas operações de crédito (tabela 4.5).

Em paralelo, ao analisar os coeficientes estimados para a amostra pós crise obtemos resultados que não corroboram que o comportamento diferenciado dos bancos públicos quanto a operações de crédito (tabela 4.5) seja motivado por decisões relacionadas a administração de balanço. Conforme observamos na tabela 4.8, a *dummy* para bancos públicos é significativa, sendo o coeficiente estimado negativo. Assim, bancos públicos seriam caracterizados por um gerenciamento mais ativo de balanço que bancos privados. Caso este fosse o fator determinante para definir as decisões de portfólio destas instituições, o esperado seria que elas contraíssem mais (expandissem menos) suas operações de crédito do que os bancos privados (coeficiente negativo) em resposta a um choque monetário contracionista. Como o coeficiente estimado para crédito é positivo, concluímos que nossos resultados fornecem evidências que o comportamento diferenciado dos bancos públicos não seria explicado por questões relacionadas ao gerenciamento de alavancagem.

Por fim, analogamente ao resultado observado para a amostra completa o coeficiente para a interação entre tamanho e a *dummy* para bancos estrangeiros é positivo e significativo. Assim, nossos resultados sugerem que bancos estrangeiros de maior porte teriam mudado seu comportamento após a crise. Em particular, no período pós-crise quanto maior o banco estrangeiro mais anticíclico (menos pró-cíclico) o indicador de alavancagem do mesmo.

Em resumo, a partir dos coeficientes estimados nas regressões de operações de crédito e nas de taxa de juros (*proxy*) obtemos evidências que bancos públicos alteraram sua reação a política monetária contracionista após a crise. Em particular, as correlações entre as respostas de operações de crédito e a *dummy* para estas instituições corroboram a hipótese que elas contraem menos (expandem mais) suas operações em resposta ao choque positivo na taxa de juros, amortecendo, portanto, os efeitos deste choque sobre o mercado de crédito e, consequentemente, sobre a economia real. Quanto a explicação para este comportamento diferenciado, as regressões das respostas de depósitos à vista e das de alavancagem rejeitam as hipóteses que ele seja devido a razões relacionadas a contração nesta importante fonte de *funding* ou devido a motivos relacionados à administração ativa do balanço. Como resultado, uma possível explicação para tal comportamento é que a partir da crise o amortecimento dos efeitos da contração monetária sobre o mercado de crédito passou a integrar a função objetivo dos bancos públicos.

Cabe ressaltar-se, por fim, que as funções de resposta ao impulso da amos-

## Alavancagem

PERÍODO	(1)		(2)		(3)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size	-0.00465*** (0.00168)	-0.00637 (0.0129)			-0.00503** (0.00225)	-0.0166 (0.0143)
liquidez			0.0451 (0.0699)	-0.486 (0.375)	-0.0292 (0.115)	-0.820 (0.620)
size × liquidez					0.0153 (0.0332)	-0.0455 (0.168)
Constant	0.000470 (0.00412)	-0.0142 (0.0320)	0.000922 (0.00436)	-0.00604 (0.0323)	0.00136 (0.00543)	-0.00456 (0.0334)
Observations	79	79	79	79	79	79
R-squared	0.090	0.003	0.005	0.021	0.101	0.040

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

PERÍODO	(4)		(5)	
	Pré/08	Pós/08	Pré/08	Pós/08
size			-0.00182 (0.00223)	-0.0163 (0.0162)
d_público	-0.0141 (0.0138)	-0.318*** (0.0980)	0.0211 (0.0162)	-0.276** (0.117)
d_estrangeiro	-0.0155 (0.00944)	-0.0890 (0.0669)	-0.0138 (0.00887)	-0.0817 (0.0659)
size × d_público			-0.0158*** (0.00548)	-0.00574 (0.0431)
size × d_estrangeiro			-0.00248 (0.00383)	0.0631** (0.0271)
Constant	0.00698 (0.00564)	0.0503 (0.0400)	0.00608 (0.00536)	0.0452 (0.0396)
Observations	79	79	79	79
R-squared	0.039	0.125	0.203	0.191

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Tabela 4.8: Regressões *cross-section* das IRFs de alavancagem ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 × pós/2008

tra pré e da amostra pós crise de alguns indicadores agregados, apresentadas no apêndice deste trabalho, fornecem indícios de uma possível alteração no canal de crédito no período pós crise. Dada a importância da compreensão deste canal de transmissão para a execução da política monetária, consideramos esse um importante tema para estudos futuros.

## 5

### Robustez

Neste capítulo verificamos se nossos resultados são robustos a alterações na especificação *benchmark*.

Em primeiro lugar, analisamos se alterações no número de fatores utilizados na estimação do FAVAR afetam os resultados obtidos no capítulo 4. Lembre-se que para garantir que componentes principais recuperam o espaço gerado pelos componentes comuns,  $\mathbf{C}_t$ , optamos por extrair os fatores segregando o painel de variáveis informativas em 5 grupos. Devido a isso, para verificar a robustez dos resultados ao aumento do número de fatores executamos cinco exercícios. Em cada um deles aumentamos em uma unidade o número de fatores relacionados a um dado grupo. Assim, no primeiro exercício consideramos cinco fatores macro e um fator relacionado a cada indicador, no segundo exercício quatro fatores macro, dois relacionados ao indicador de crédito desagregado e um relacionado a cada um dos três indicadores bancários restantes, e assim sucessivamente. Em paralelo aos exercícios caracterizados pelo aumento no número de fatores, realizamos um onde diminuimos em uma unidade o número de fatores macro considerados (3 fatores macro e 1 fator relacionado a cada um dos indicadores bancários, totalizando 7 fatores no total). Os resultados obtidos são tais que as conclusões gerais obtidas no capítulo 4 não são alteradas.

Em seguida, verificamos se nossos resultados são robustos a alterações na ordem,  $p$ , do VAR estimado no segundo estágio. Analisamos os resultados obtidos ao diminuir o número de *lags* de 2 para 1, e ao aumentar para 3. Com  $p = 1$  verifica-se que os coeficientes estimados corroboram a hipótese de menor sensibilidade de bancos públicos após a crise de 2008. No entanto, não corrobora o resultado de diferença na sensibilidade de bancos de porte diferente. Os resultados obtidos ao aumentar-se o número de *lags* são inconsistentes com os verificados neste trabalho com a maioria dos coeficientes estimados estatisticamente nulos. Quanto a isso, argumentamos que ao aumentar o número de lags reduz-se consideravelmente os graus de liberdade da estimação, o que tende a comprometer a mesma. De todo o modo, temos que nossos resultados não são robustos a alterações na ordem do VAR.

Analizadas a robustez dos resultados a mudanças na especificação do FAVAR, verificamos como os resultados mudam ao alterar-se outros parâmetros da análise. Inicialmente, checamos se os coeficientes estimados são alterados quando ao invés da média, utilizamos a mediana como estatística das duas

características que variam na dimensão temporal: porte da firma e liquidez. Os resultados obtidos são tais que as conclusões gerais obtidas no capítulo 4 não são alteradas.

Posteriormente, executamos as regressões para diferentes valores de  $t$ , número de períodos após o choque monetário. Os coeficientes estimados ao analisar os valores das IRFs de três a oito períodos após o choque corroboram o resultado de menor sensibilidade de bancos públicos após a crise. Em paralelo, os estimados para as IRFs de cinco a dez períodos após o choque corroboram o resultado de maior sensibilidade de bancos de maior porte. De modo geral, os resultados obtidos para  $t = 5, 6, 7$  e  $8$  são tais que as conclusões gerais obtidas no capítulo 4 não são alteradas.

Por fim, verificamos se nossos resultados mantêm-se quando consideramos a incerteza na variável dependente utilizada nas regressões. Cabe destacar-se que os trabalhos que exploram a dimensão *cross-section* das IRFs, Boivin, Giannoni e Mihov (2009) e Dedola e Lippi (2005), não consideram este ponto, analisando as regressões como se a variável dependente fosse um valor pontual. No entanto, como trata-se de uma estimativa, consideramos que o procedimento mais adequado é considerar a incerteza envolvida na estimação da mesma. Tal como destacado anteriormente tal incerteza depende da incerteza na estimação por componentes principais em dois estágios dos fatores ( $\mathbf{C}_t$ ), da incerteza dos *factor loadings* (equação 2-2), e da incerteza da estimação do VAR em  $\mathbf{C}_t$  (equação 2-1). Neste exercício, além da incerteza do *OLS*, consideramos apenas a incerteza da estimação do VAR. Fazemos isso pois se considerássemos todas as fontes de incerteza obteríamos intervalos de confiança muito grandes cujo poder informativo acerca dos coeficientes seria consideravelmente comprometido. Ademais, segundo Bai (2003), quando o número de variáveis informativas,  $N$ , utilizadas para a estimação de  $\mathbf{F}_t$  é grande relativo ao período de tempo analisado ( $N \gg T$ ), a incerteza na estimação dos fatores é negligenciável.

Tal como esperado, os intervalos de confiança estimados por *bootstrap* são tais que a maioria dos coeficientes das regressões é estatisticamente nulo. Temos, portanto, que nossos resultados são sensíveis à correção da incerteza da variável dependente.

Este trabalho contribuí para literatura do canal de crédito de transmissão da política monetária, em particular o *lending channel*, ao utilizar uma metodologia que permite compatibilizar a abordagem baseada em indicadores agregados com a análise de indicadores bancários desagregados. Por meio da estimação de regressões das respostas destes indicadores ao choque de política, estimadas em um FAVAR, nas características de bancos comerciais analisamos diferentes questões relacionadas aos efeitos deste choque sobre estas instituições.

Os resultados obtidos forneceram evidências da existência do canal de crédito no Brasil em nível agregado. Em particular, a partir da análise da resposta dos indicadores desagregados obtivemos evidências que não corroboram a hipótese de que o *lending channel* seja importante no Brasil uma vez que bancos com maior acesso a fontes alternativas de *funding*, os grandes, são os mais sensíveis a política monetária. Possível explicação para este comportamento diferenciado é que estes bancos seriam caracterizados por um gerenciamento mais ativo do seu balanço. Em paralelo, encontramos evidências favoráveis a hipótese que uma consequência da crise financeira mundial de 2008 foi a alteração do mercado de crédito brasileiro, com bancos públicos amortecendo os impactos do choque de política monetária sobre as operações de crédito.

Nossos resultados, porém, não são robustos a alterações no número de *lags* do VAR estimado no segundo estágio, devido, provavelmente, a reduzida dimensão temporal do painel analisado, e a correções para consideração da incerteza da variável dependente. Ademais, no que concerne a identificação do *lending channel*, a metodologia implementada está sujeita as críticas quanto ao isolamento dos efeitos relacionados a movimentos na demanda. Segundo estas, a identificação deste canal via diferenças na sensibilidade à política monetária de bancos de características diferentes pode ser comprometida no contexto em que exista heterogeneidade dos tomadores.

Neste cenário, a análise do canal de crédito considerando informação em nível desagregado da demanda, assim como a análise se houve alterações nos mecanismos do canal de crédito no período pós crise de 2008/09 permanecem temas para estudos futuros.

## Referências Bibliográficas

- ADRIAN, T.; SHIN, H. S.. **Liquidity and leverage.** *Journal of Financial Intermediation*, 19:418–437, 2010.
- ANG, A.; PIAZZESI, M.. **A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables.** *Journal of Monetary Economics*, 50:745–787, 2003.
- ARENA, M.; REINHART, C. ; VÁZQUEZ, F.. **The lending channel in emerging economies: Are foreign banks different?** *IMF Working Paper*, 2007.
- BAI, J.. **Inferential theory for factor models of large dimenions.** *Econometrica*, 71(1):135–171, 2003.
- BAI, J.; NG, S.. **Evaluating latent and observed factors in macroeconomics and finance.** *Journal of Econometrics*, 131(1-2):507–537, 2006.
- BAI, J.; NG, S.. **Confidence intervals for diffusion index forecasts and inference for factor-augmented regressions.** *Econometrica*, 74(4):1133–1150, 2006.
- BARBOSA, N.. **Latin america: Counter-cyclical policy in brazil: 2008-09.** *Journal of Globalization and Development*, 1(1), 2010.
- BERNANKE, B.; BLINDER, A.. **The federal funds rate and the channels of monetary transmission.** *The American Economic Review*, 82:901–921, 1992.
- BCB. **Nota para a imprensa de política monetária e operações de crédito: Nova estrutura de dados de crédito – nota metodológica.** Technical report, Banco Central do Brasil, 2013.
- BERNANKE, B.; BOIVIN, J. ; ELIASZ, P.. **Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (favar) approach.** *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1):387, 2005.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M.. **Inside the black box: the credit channel of monetary transmission.** *Journal of Economic Perspectives*, 9:27–48, 1995.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, M. ; MIHOV, I.. **Sticky prices and monetary policy: Evidence from disaggregated us data.** *The American Economic Review*, 99(1):350–384, 2009.

BOIVIN, J.; KILEY, M. T. ; MISHKIN, F. S.. **How has the monetary transmission mechanism evolved over time.** *NBER Working Paper Series*, 2010.

CAMPELLO, M.. **Internal capital markets in financial conglomerates: Evidence from small responses to monetary policy.** *The Journal of Finance*, 57(6):2773–2805, 2002.

ASHCRAFT, A.; CAMPELLO, M.. **Firm balance sheets and monetary policy transmission.** *Journal of Monetary Economics*, 54:1515–1528, 2007.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. ; EVANS, C.. **Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?** *Handbook of macroeconomics*, 1:65–148, 1999.

BOIVIN, J.; KILEY, M. T. ; MISHKIN, F. S.. **The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five oecd countries.** *European Economic Review*, 49(6):1543–1569, 2005.

DOAN, T.. **Rats manual.** Technical report, Estima,Evaston, IL, 2004.

IGAN, D.; KABUNDI, A.; SIMONE, F. N. D. ; TAMIRISA, N.. **Monetary policy and balance sheets.** *IMF Working Paper*, 2013.

COELHO, C. A.; DE MELLO, J. M. P. ; GARCIA, M. G. P.. **Identifying bank lending reaction to monetary policy through data frequency.** *Economía, the journal of LACEA*, pp 47–79, 2010.

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C.. **The impact of monetary policy on bank balance sheets.** *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42:151–195, 1995.

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

MINELLA, A.. **Monetary policy and inflation in brazil (1975-2000): a var estimation.** *Revista Brasileira de Economia*, 57(3):605–635, 2003.

SIMS, C.. **Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy.** *European Economic Review*, 36(5):975–1000, 1992.

SOUZA SOBRINHO, N.. **Uma avaliação do canal de crédito no brasil.** *Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo*, 2003.



STOCK, J.; WATSON, M.. **Diffusion indexes**. Technical report, National Bureau of Economic Research, 1998.

STOCK, J.; WATSON, M.. **Macroeconomic forecasting using diffusion indexes**. *Journal of Business Economics and Statistics*, 20(2):147–162, 2002.

TAKEDA, T.; ROCHA, F. ; NAKANE, M. I.. **The reaction of bank lending to monetary policy in brazil**. *Revista Brasileira de Economia*, 59(1), 2005.

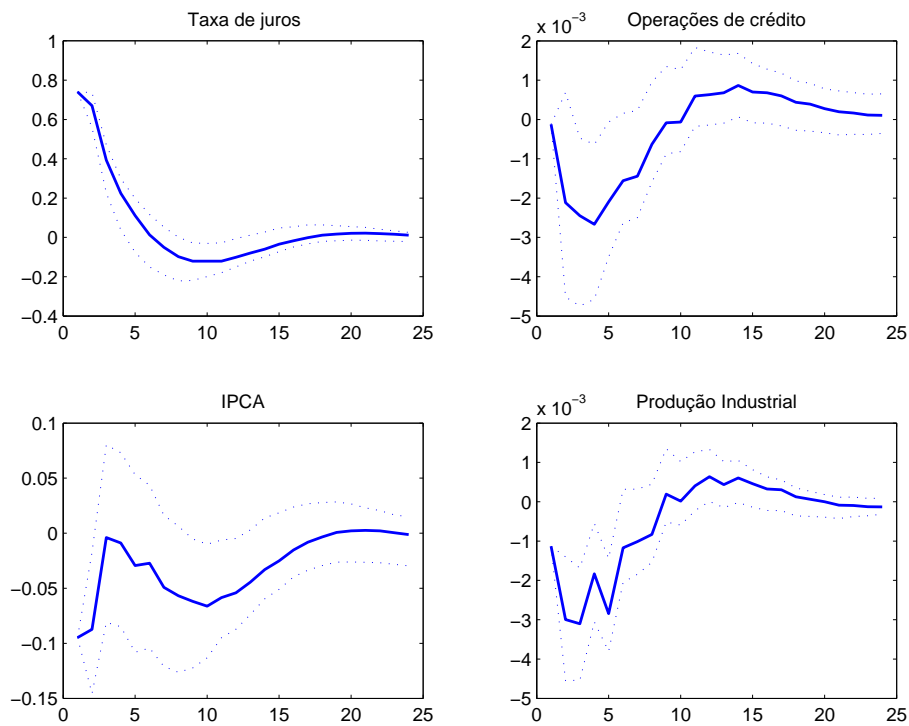
## A

### Resposta de indicadores agregados: amostra pré-crise x amostra pós-crise

#### A.1

##### Amostra pré-crise

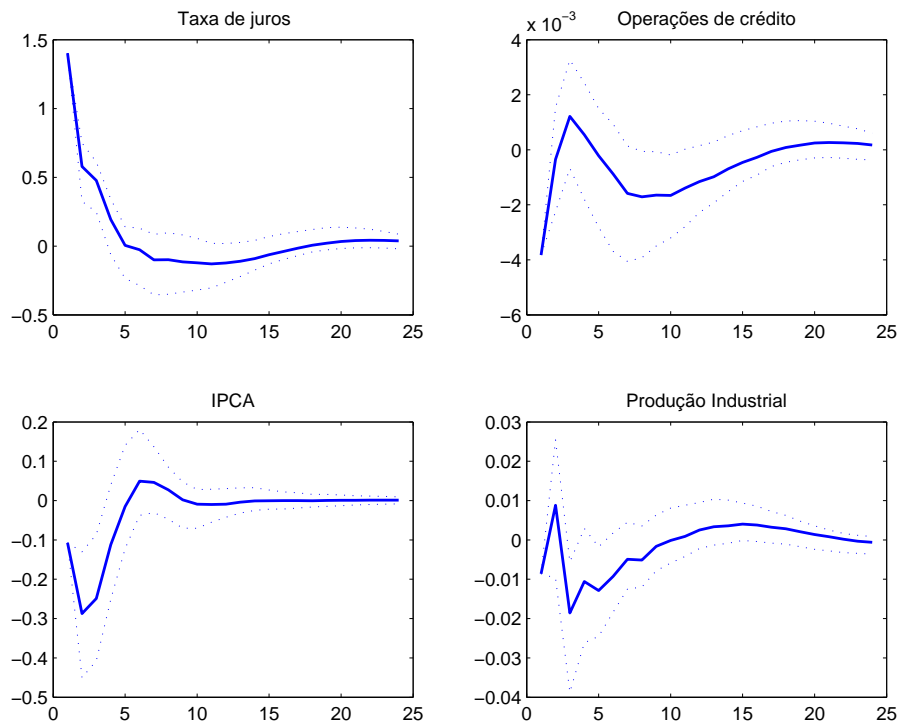
Figura A.1: Funções de resposta ao impulso de indicadores macro a um choque monetário identificado - Favar completo - Amostra pré-crise



## A.2

### Amostra pós-crise

Figura A.2: Funções de resposta ao impulso de indicadores macro a um choque monetário identificado - Favar completo - Amostra pós-crise



## B

### Robustez

#### B.1

##### Alteração do número de fatores

##### B.1.1

##### 5 fatores macro

Tabela B.1: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR com 5 fatores macro nas características dos bancos comerciais e múltiplos

Base completa					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00535*** (0.00156)		-0.00608*** (0.00199)		-0.00496** (0.00221)
liquidez		0.0579 (0.0744)	-0.0703 (0.122)		
size × liquidez			-0.00242 (0.0324)		
d_público				-0.0200 (0.0123)	-0.0116 (0.0146)
d_estrangeiro				-0.0175* (0.00903)	-0.0152* (0.00866)
size × d_público					0.00101 (0.00515)
size × d_estrangeiro					-0.000424 (0.00361)
Constant	-0.0139*** (0.00383)	-0.0144*** (0.00416)	-0.0146*** (0.00472)	-0.00697 (0.00534)	-0.00808 (0.00513)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.149	0.009	0.157	0.072	0.191

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pré-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00632*** (0.00208)		-0.00440 (0.00309)		-0.00461 (0.00298)
liquidez		0.250** (0.107)	0.173 (0.180)		
size × liquidez			0.0188 (0.0516)		
d_público				-0.0199 (0.0167)	-0.00444 (0.0201)
d_estrangeiro				-0.0125 (0.0122)	-0.00862 (0.0119)
size × d_público					-0.00256 (0.00687)
size × d_estrangeiro					-0.00346 (0.00498)
Constant	-0.0183*** (0.00513)	-0.0147** (0.00561)	-0.0142* (0.00770)	-0.0128* (0.00721)	-0.0144** (0.00703)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.121	0.075	0.137	0.029	0.136

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pós-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	0.0196 (0.0177)		0.0156 (0.0194)		0.00841 (0.0241)
liquidez		-0.789 (0.596)	0.803 (1.036)		
size × liquidez			0.433* (0.245)		
d_público				0.148 (0.136)	0.297* (0.160)
d_estrangeiro				0.0745 (0.0995)	0.0699 (0.0967)
size × d_público					-0.0970 (0.0593)
size × d_estrangeiro					0.0526 (0.0385)
Constant	0.131*** (0.0442)	0.142*** (0.0441)	0.158*** (0.0455)	0.0935 (0.0589)	0.0938 (0.0572)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.018	0.026	0.075	0.021	0.118

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### B.1.2 3 fatores macro

Tabela B.2: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR com 3 fatores macro nas características dos bancos comerciais e múltiplos

Base completa					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
hline					
size	-0.00839** (0.00387)		-0.00781 (0.00494)		-0.0144*** (0.00532)
liquidez		0.248 (0.174)	0.0522 (0.302)		
size × liquidez			-0.0163 (0.0804)		
d_público				0.0339 (0.0294)	0.0441 (0.0350)
d_estrangeiro				0.0367* (0.0216)	0.0413* (0.0208)
size × d_público					0.0106 (0.0124)
size × d_estrangeiro					0.00798 (0.00867)
Constant	-0.0567*** (0.00946)	-0.0562*** (0.00972)	-0.0574*** (0.0117)	-0.0738*** (0.0127)	-0.0770*** (0.0123)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.066	0.029	0.070	0.050	0.161

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pré-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00734*** (0.00251)		-0.00681* (0.00376)		-0.00799** (0.00360)
liquidez		0.140 (0.133)	0.0181 (0.218)		
size × liquidez			0.0277 (0.0627)		
d_público				-0.0277 (0.0200)	-0.00918 (0.0243)
d_estrangeiro				-0.0113 (0.0146)	-0.00746 (0.0143)
size × d_público					-0.000206 (0.00830)
size × d_estrangeiro					0.00381 (0.00601)
Constant	-0.0256*** (0.00619)	-0.0242*** (0.00695)	-0.0236** (0.00935)	-0.0197** (0.00865)	-0.0223** (0.00849)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.114	0.016	0.118	0.031	0.126

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pós-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00389 (0.0129)		-0.0109 (0.0141)		-0.0205 (0.0173)
liquidez		-0.535 (0.431)	0.0452 (0.755)		
size × liquidez			0.234 (0.179)		
d_público				0.102 (0.0965)	0.211* (0.115)
d_estrangeiro				-0.0922 (0.0707)	-0.0932 (0.0692)
size × d_público					-0.0434 (0.0424)
size × d_estrangeiro					0.0483* (0.0275)
Constant	0.00575 (0.0322)	0.00952 (0.0319)	0.0246 (0.0332)	0.0196 (0.0418)	0.0187 (0.0409)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.001	0.023	0.060	0.054	0.134

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## B.2

### Alteração do número de *lags*

#### B.2.1

$$p = 1$$

Tabela B.3: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR de ordem 1 nas características dos bancos comerciais e múltiplos

Base completa					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-9.72e-05 (0.00152)		0.00302 (0.00182)		-0.000561 (0.00200)
liquidez		0.148** (0.0644)	0.310*** (0.111)		
size × liquidez			0.0435 (0.0297)		
d_público				0.0302*** (0.0105)	0.0349*** (0.0131)
d_estrangeiro				0.0215*** (0.00767)	0.0221*** (0.00781)
size × d_público					-0.00193 (0.00464)
size × d_estrangeiro					-0.00162 (0.00325)
Constant	-0.0140*** (0.00371)	-0.0128*** (0.00360)	-0.00923** (0.00432)	-0.0245*** (0.00454)	-0.0246*** (0.00462)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.000	0.073	0.119	0.163	0.178

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pré-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.000930 (0.00137)		0.00317 (0.00193)		-0.000875 (0.00191)
liquidez		0.158** (0.0666)	0.339*** (0.112)		
size × liquidez			0.0625* (0.0322)		
d_público				0.0175* (0.0103)	0.0286** (0.0129)
d_estrangeiro				0.000883 (0.00753)	0.00169 (0.00761)
size × d_público					-0.00471 (0.00441)
size × d_estrangeiro					-0.000909 (0.00319)
Constant	-0.00550 (0.00339)	-0.00274 (0.00348)	0.00398 (0.00481)	-0.00819* (0.00445)	-0.00848* (0.00451)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.007	0.078	0.132	0.043	0.082

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pós-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00492 (0.00565)		-0.00402 (0.00634)		-0.0202*** (0.00718)
liquidez		0.0902 (0.192)	0.249 (0.339)		
size × liquidez			0.0686 (0.0803)		
d_público				0.113*** (0.0411)	0.129*** (0.0477)
d_estrangeiro				0.0504* (0.0301)	0.0506* (0.0287)
size × d_público					0.0110 (0.0176)
size × d_estrangeiro					0.0299** (0.0114)
Constant	0.00583 (0.0141)	0.00399 (0.0142)	0.00869 (0.0149)	-0.0253 (0.0178)	-0.0262 (0.0170)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.011	0.003	0.022	0.115	0.230

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## B.2.2

$p = 3$

Tabela B.4: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado obtidas no FAVAR de ordem 3 nas características dos bancos comerciais e múltiplos

Base completa					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00455* (0.00244)		-0.00226 (0.00305)		-0.00598* (0.00343)
liquidez		0.250** (0.106)	0.223 (0.187)		
size × liquidez			0.00810 (0.0497)		
d_público				0.0177 (0.0187)	0.0189 (0.0226)
d_estrangeiro				0.0139 (0.0137)	0.0168 (0.0134)
size × d_público					0.00609 (0.00799)
size × d_estrangeiro					-0.00128 (0.00560)
Constant	-0.0237*** (0.00596)	-0.0224*** (0.00593)	-0.0217*** (0.00724)	-0.0310*** (0.00808)	-0.0324*** (0.00795)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.049	0.077	0.089	0.023	0.104

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pré-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00437* (0.00236)		-0.00247 (0.00340)		-0.00250 (0.00332)
liquidez		0.336*** (0.114)	0.230 (0.198)		
size × liquidez			-0.0270 (0.0568)		
d_público				-0.0180 (0.0179)	-0.00903 (0.0223)
d_estrangeiro				0.0169 (0.0131)	0.0199 (0.0132)
size × d_público					-0.00170 (0.00764)
size × d_estrangeiro					-0.00468 (0.00553)
Constant	-0.0199*** (0.00582)	-0.0145** (0.00598)	-0.0177** (0.00848)	-0.0234*** (0.00777)	-0.0243*** (0.00781)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.049	0.114	0.121	0.051	0.102

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



Amostra pós-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.0270 (0.0282)		-0.0360 (0.0317)		-0.0601 (0.0378)
liquidez		-0.0592 (0.960)	-1.321 (1.693)		
size × liquidez			-0.236 (0.401)		
d_público				0.152 (0.207)	0.253 (0.251)
d_estrangeiro				-0.365** (0.151)	-0.363** (0.151)
size × d_público					0.00180 (0.0928)
size × d_estrangeiro					0.0671 (0.0602)
Constant	-0.219*** (0.0704)	-0.224*** (0.0711)	-0.224*** (0.0744)	-0.134 (0.0895)	-0.136 (0.0895)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.014	0.000	0.023	0.105	0.146

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### B.3

Alteração no período pós choque analisado nas regressões,  $t$

#### B.3.1

$t = 5$

Tabela B.5: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: 5 períodos após o choque

Base completa					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00363** (0.00180)		-0.00289 (0.00230)		-0.00477* (0.00256)
liquidez		0.0987 (0.0808)	0.0745 (0.141)		
size × liquidez			0.0147 (0.0374)		
d_público				0.00461 (0.0139)	0.00324 (0.0169)
d_estrangeiro				-0.00584 (0.0102)	-0.00372 (0.0100)
size × d_público					0.00609 (0.00596)
size × d_estrangeiro					-0.000266 (0.00418)
Constant	-0.0223*** (0.00440)	-0.0222*** (0.00452)	-0.0209*** (0.00545)	-0.0218*** (0.00603)	-0.0229*** (0.00594)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.057	0.022	0.061	0.009	0.093

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pré-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00363** (0.00180)		-0.00289 (0.00230)		-0.00477* (0.00256)
liquidez		0.0987 (0.0808)	0.0745 (0.141)		
size × liquidez			0.0147 (0.0374)		
d_público				0.00461 (0.0139)	0.00324 (0.0169)
d_estrangeiro				-0.00584 (0.0102)	-0.00372 (0.0100)
size × d_público					0.00609 (0.00596)
size × d_estrangeiro					-0.000266 (0.00418)
Constant	-0.0223*** (0.00440)	-0.0222*** (0.00452)	-0.0209*** (0.00545)	-0.0218*** (0.00603)	-0.0229*** (0.00594)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.057	0.022	0.061	0.009	0.093
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

Amostra pós-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	0.00673 (0.00901)		0.0180* (0.00965)		0.00507 (0.0111)
liquidez		0.576* (0.298)	1.174** (0.516)		
size × liquidez			0.107 (0.122)		
d_público				0.243*** (0.0593)	0.253*** (0.0735)
d_estrangeiro				0.166*** (0.0434)	0.166*** (0.0443)
size × d_público					-0.0114 (0.0271)
size × d_estrangeiro					-0.00969 (0.0176)
Constant	-0.0581** (0.0225)	-0.0616*** (0.0220)	-0.0625*** (0.0227)	-0.139*** (0.0257)	-0.139*** (0.0262)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.008	0.053	0.107	0.275	0.280
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

### B.3.2

$t = 8$

Tabela B.6: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: 8 períodos após o choque

Base completa					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00324*** (0.00107)		-0.00360** (0.00137)		-0.00444*** (0.00148)
liquidez		0.0676 (0.0497)	-0.0368 (0.0836)		
size × liquidez			-0.0137 (0.0222)		
d_público				0.000764 (0.00851)	-0.00133 (0.00978)
d_estrangeiro				-0.00769 (0.00623)	-0.00586 (0.00581)
size × d_público					0.00612* (0.00345)
size × d_estrangeiro					0.000483 (0.00242)
Constant	-0.00849*** (0.00262)	-0.00851*** (0.00278)	-0.00961*** (0.00324)	-0.00683* (0.00369)	-0.00783** (0.00344)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.120	0.027	0.126	0.025	0.198
Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

Amostra pré-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00324*** (0.00107)		-0.00360** (0.00137)		-0.00444*** (0.00148)
liquidez		0.0676 (0.0497)	-0.0368 (0.0836)		
size × liquidez			-0.0137 (0.0222)		
d_público				0.000764 (0.00851)	-0.00133 (0.00978)
d_estrangeiro				-0.00769 (0.00623)	-0.00586 (0.00581)
size × d_público					0.00612* (0.00345)
size × d_estrangeiro					0.000483 (0.00242)
Constant	-0.00849*** (0.00262)	-0.00851*** (0.00278)	-0.00961*** (0.00324)	-0.00683* (0.00369)	-0.00783** (0.00344)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.120	0.027	0.126	0.025	0.198

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Amostra pós-crise					
VARIABLES	(1) credito	(2) credito	(3) credito	(4) credito	(5) credito
size	-0.00703 (0.00603)		-0.00187 (0.00659)		-0.00883 (0.00827)
liquidez		0.463** (0.198)	0.291 (0.352)		
size × liquidez			-0.0460 (0.0835)		
d_público				0.0792* (0.0450)	0.0975* (0.0549)
d_estrangeiro				0.0650* (0.0330)	0.0661* (0.0331)
size × d_público					-0.00181 (0.0203)
size × d_estrangeiro					-0.00135 (0.0132)
Constant	-0.0917*** (0.0151)	-0.0973*** (0.0147)	-0.0989*** (0.0155)	-0.123*** (0.0195)	-0.124*** (0.0196)
Observations	69	69	69	69	69
R-squared	0.020	0.075	0.080	0.078	0.112

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1