

# **FEBRABAN**

Federação Brasileira de Bancos

**FEBRABAN**

Diretoria de Regulação Prudencial,  
Riscos e Economia

**PUC-Rio**

Departamento de Economia

Transmissão da Política Monetária no  
Brasil pela Lente dos Balanços dos Bancos  
Comerciais

Julho/2015

Carlos Viana de Carvalho  
(Departamento de Economia, PUC-Rio)

Natalie P. Victal de Oliveira  
(Kyros Investimentos)

**FEBRABAN**

0

Este estudo foi realizado no âmbito do Convênio Febraban - PUC-Rio, que tem por objetivo estimular a produção de trabalhos e estudos na área de economia.

O conteúdo foi desenvolvido pelos autores de forma independente. As opiniões, hipóteses e conclusões / recomendações contidas neste material são de responsabilidade exclusiva dos mesmos, não refletindo, necessariamente, a visão da FEBRABAN.

# Transmissão da Política Monetária no Brasil pela Lente dos Balanços dos Bancos Comerciais \*

Carlos Viana de Carvalho  
PUC-Rio

Natalie Pacheco Victal de Oliveira  
Kyros Investimentos

## Resumo

Neste trabalho analisamos a resposta dos balanços dos bancos comerciais a inovações de política monetária no Brasil. Para tal, utilizamos um modelo estatístico que nos permite levar em conta uma vasta gama de indicadores econômicos e financeiros, incluindo séries desagregadas de contas dos balanços das referidas instituições financeiras. O arcabouço - modelo de “vetor autoregressivo ampliado com fatores” (“Factor-augmented VAR”, ou “FAVAR”) - tem duas virtudes:

- i) Explora um amplo conjunto informacional, o que nos permite aproximar o conjunto de informação do COPOM quando das decisões sobre política monetária, melhorando a identificação de inovações na taxa SELIC - ou “surpresas monetárias” - e seus efeitos sobre a economia.
- ii) Nos permite incorporar séries desagregadas de balanços de bancos comerciais e com isso analisar como os mesmos reagem a mudanças na política monetária.

A análise contribui para o entendimento do mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil, produzindo evidência empírica sobre o chamado canal de crédito - compreendendo os canais de empréstimos e de balanços. Contribui, ainda, para o campo de economia bancária, aprofundando o entendimento sobre a participação dos bancos comerciais no processo de concessão de crédito, no contexto de inovações de política monetária.

---

\*Este artigo é baseado na dissertação de mestrado “Heterogeneidade na resposta de instituições financeiras à política monetária: evidência com base em um FAVAR”, de Natalie Pacheco Victal de Oliveira, desenvolvida sob a orientação de Carlos Viana de Carvalho. Agradecemos a Tiago Berriel e João Manuel Pinho de Mello por comentários e sugestões. Quaisquer erros são de nossa inteira responsabilidade. Autor para correspondência: Carlos Viana de Carvalho – cvianac@econ.puc-rio.br.

O canal de empréstimos advém do impacto das alterações de política monetária 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 a um aperto monetário, ocorreria uma contração nos depósitos. Devido à substituíbilidade imperfeita entre estes e outras fontes de funding, o custo de financiamento destas instituições aumentaria, resultando na contração da oferta de empréstimos (Bernanke e Blinder 1992, Bernanke e Gertler 1995).

Trabalhos recentes enfatizam o chamado canal de balanços, que depende da forma como as instituições financeiras gerem seus balanços ao longo de ciclos econômicos para lidar com requerimentos de capital e com as implicações de flutuações nos preços dos ativos sobre o seu patrimônio líquido. Em decorrência de flutuações no valor dos ativos - e conseqüentemente do patrimônio líquido dos bancos - argumenta-se que tais instituições ajustam seus balanços ativamente objetivando manter um certo *rating* de crédito. Segundo Adrian e Shin (2010), caso os intermediários financeiros adotassem uma postura passiva na administração de seus balanços, sua alavancagem seria anti-cíclica - uma vez que o valor dos ativos é pró-cíclico. No entanto, a evidência empírica nos EUA é de que a alavancagem de instituições financeiras é constante ou pró-cíclica. Ou seja, a alavancagem tende a aumentar junto com o valor dos ativos. Adrian e Shin (2010) interpretam este fato como evidência de 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, buscamos evidências de existência destes dois canais no Brasil. Para tal, combinamos a análise dos efeitos de inovações de política monetária com base em um FAVAR com uma análise *cross-section* da reação de componentes dos balanços de bancos comerciais a tais inovações. Nossa metodologia consiste inicialmente na estimação das respostas dos indicadores dos balanços a inovações de política monetária com base em um FAVAR. Na segunda etapa, exploramos a heterogeneidade das respostas entre as diversas instituições, estimando regressões das mesmas em características das instituições financeiras.

Buscamos, ainda, contribuir para o debate sobre o papel dos bancos públicos na transmissão da política monetária no Brasil, através de sua atuação no mercado de crédito. Há evidência anedótica de uma mudança no comportamento de bancos públicos após 2009. Segundo esta evidência, a partir de 2009, quando estes foram utilizados como instrumento de políticas contra-cíclicas, a lógica de concessão de crédito dessas instituições mudou. Como resultado, as mesmas passaram a ser utilizadas como instrumento para expansão do crédito, mesmo em períodos de contração monetária pelo Banco Central do Brasil. Como resultado, ocorreria o comprometimento parcial da eficácia desta para o controle da inflação. Nossa abordagem consiste em analisar a resposta das instituições financeiras a surpresas monetárias por origem do capital, permitindo que os padrões de resposta variem nos períodos anterior e posterior a 2009.

Os resultados obtidos a nível agregado são compatíveis com a existência do canal de crédito no Brasil. Entretanto, a análise da resposta dos indicadores desagregados indica que o crédito dos bancos de maior porte é mais sensível a inovações de política monetária – resultado contrário ao que se encontra na literatura sobre os EUA. Uma possível explicação para este comportamento diferenciado é que estes bancos gerenciariam seu balanço mais ativamente. Nossos resultados sugerem que isto, de fato, ocorre. Uma outra possibilidade seria um efeito composição: tais bancos poderiam ter maior concentração na concessão de crédito para setores mais cíclicos, por exemplo, e o resultado poderia decorrer do comportamento da demanda por crédito (ao invés da oferta de crédito). Tal hipótese deveria ser investigada em pesquisa futura.

Por último, os resultados empíricos são consistentes com a ideia de que o comportamento dos bancos públicos no que diz respeito à concessão de crédito teria mudado após a crise de 2008/2009. De fato, nossos resultados indicam uma redução da sensibilidade do saldo de crédito dos bancos públicos (ou mudança no sinal da resposta) a inovações de política monetária após esse período, quando comparado à sensibilidade do saldo das operações de crédito de bancos privados.<sup>1</sup> Entretanto, não podemos descartar a hipótese de que este resultado decorre do comportamento da demanda por crédito, diante de um efeito composição (em termos de setores de atividade econômica, por exemplo). Tal hipótese deveria ser investigada em pesquisa futura.

---

<sup>1</sup>Entretanto, estes resultados são um pouco sensíveis a detalhes de especificação da “dinâmica da economia” (i.e., número de *lags* do VAR). Provavelmente, isto decorre da amostra curta para o período “pós-crise”.

# 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 balanços (“*balance sheet channel*”).

O canal de empréstimos advém do impacto das alterações de política monetária 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 a um aperto monetário, ocorreria uma contração nos depósitos. Devido à substituíbilidade imperfeita entre estes e outras fontes de *funding*, o custo de financiamento destas instituições aumentaria, resultando na contração da oferta de empréstimos (Bernanke e Blinder 1992, Bernanke e Gertler 1995).

O chamado canal de balanços depende da forma como as instituições financeiras gerem seus balanços ao longo de ciclos econômicos para lidar com requerimentos de capital e com as implicações de flutuações nos preços dos ativos sobre o seu patrimônio líquido. Em decorrência de flutuações no valor dos ativos - e consequentemente do patrimônio líquido dos bancos - argumenta-se que tais instituições ajustam seus balanços ativamente objetivando manter um certo *rating* de crédito. Segundo Adrian e Shin (2010), caso os intermediários financeiros adotassem uma postura passiva na administração de seus balanços, sua alavancagem seria anti-cíclica - uma vez que o valor dos ativos é pró-cíclico. No entanto, a evidência empírica nos EUA é de que a alavancagem de instituições financeiras é constante ou pró-cíclica. Ou seja, a alavancagem tende a aumentar junto com o valor dos ativos. Adrian e Shin (2010) interpretam este fato como evidência de 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, buscamos evidências de existência destes dois canais no Brasil. Para tal, combinamos a análise dos efeitos de inovações de política monetária com base em um *Factor-augmented VAR* (FAVAR) com uma análise *cross-section* da reação de componentes dos balanços de bancos comerciais a tais inovações. Nossa metodologia consiste inicialmente na estimação das respostas dos indicadores dos balanços a inovações de política monetária com base em um FAVAR. Na segunda etapa, exploramos a heterogeneidade das respostas entre as diversas instituições, estimando regressões das mesmas em características das instituições financeiras.

Nosso FAVAR segue a linha iniciada por Bernanke, Boivin e Elias (2005). O arcabouço combina a abordagem VAR tradicional com a análise de fatores, o que permite sintetizar a informação de um vasto painel de indicadores em um número reduzido de componentes comuns. Inspirados pela análise desagregada de preços setoriais feita por Boivin, Giannoni e Mihov (2009), incluímos indicadores desagregados relacionados à atividade bancária no painel de dados utilizados na estimação do nosso modelo.

Este aracabouço desempenha dois papéis centrais para nossa análise. Primeiro, ao explorar um amplo conjunto informacional, nos permite aproximar o conjunto de informação do COPOM quando de suas decisões, melhorando a identificação de inovações de política monetária e seus efeitos sobre a economia. Além disso, a inclusão das séries desagregadas relacionadas à atividade bancária é importante por dois motivos: i) a informação em nível desagregado pode ser informativa para a estimação dos efeitos da política monetária sobre a economia real via canal de crédito, principalmente no contexto de heterogeneidade de comportamento de tomadores e ofertantes de crédito; e ii) permite a análise do canal de empréstimos utilizando uma metodologia que dialoga tanto com os trabalhos com uma abordagem mais macroeconômica, como os ligados a literatura de *banking*.

Seguindo estratégia empírica inspirada na de Kashyap e Stein (1994), interpretamos as diferenças das respostas como evidências a favor da existência do canal de empréstimos. 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 entre bancos de tamanhos diferentes no que diz respeito à sensibilidade do volume de crédito a inovações de política monetária são interpretadas como evidência a favor daquele canal. Em particular, como bancos pequenos possuem acesso restrito a fontes alternativas de financiamento, estes seriam mais sensíveis a alterações de política monetária.

Seguindo o argumento geral de Kashyap e Stein (1994), trabalhos subsequentes exploram outras características como liquidez e origem de capital. A motivação é o fato de que deslocamentos da demanda por crédito 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)]. 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 com capital de origem distinta são particularmente informativas.

Resumindo nossos resultados, encontramos padrões sistemáticos entre as respostas de medidas de atividade bancária na concessão de crédito a mudanças na política monetária e características dos bancos, como tamanho e origem do capital. Ao contrário do resultado padrão na literatura sobre o canal de empréstimos nos EUA – mas em linha com as conclusões de Coelho, Mello e Garcia (2010) – encontramos evidências de que o volume de crédito de bancos de maior porte é mais sensível a inovações de política monetária do que o dos bancos de menor porte. Tal fato poderia ser explicado por uma gestão relativamente mais ativa (e pró-cíclica) do balanço por parte das instituições de maior porte. Nosso resultado de que a alavancagem destas instituições de fato é mais pró-cíclica (ou menos anti-cíclica) do que a de bancos menores sugere que o canal de crédito no Brasil pode se manifestar mais via canal de balanços do que via canal de empréstimos. Entretanto, não podemos descartar uma hipótese alternativa, de um efeito composição. Por exemplo, é possível que bancos maiores tenham uma maior concentração de operações de crédito em setores mais cíclicos e que os resultados

sejam determinados pelo comportamento da demanda por crédito. Tal hipótese deveria ser investigada em pesquisa futura.

Por último, contribuímos para o debate sobre uma possível mudança na forma de atuação dos bancos públicos nos mercados de crédito após a crise de 2008/2009. Segundo evidência anedótica, a partir de 2009 os bancos públicos passaram a ser utilizados como fonte sistemática de estímulo de demanda – após um período inicial em que sua expansão agressiva nos mercados de crédito foi justificada como parte de uma política contra-cíclica. Para investigar esta conjectura, dividimos nossa amostra em períodos pré-crise e pós-crise, e realizamos análises separadas para cada sub-amostra. Nossos resultados são consistentes com a hipótese de que as políticas de crédito dos bancos públicos tornaram-se menos sensíveis (ou até mesmo passaram a responder de forma oposta) a inovações de política monetária no período pós crise.<sup>2</sup>

O restante deste artigo está organizado do seguinte modo. A seção 2 aborda a metodologia que será implementada. A seção 3 é dedicada aos dados. Os resultados são apresentados na seção 4 e a seção 5 conclui.

## 2 Metodologia

### 2.1 FAVAR

Dado o nosso interesse na resposta de diferentes indicadores a inovações de política monetária, a primeira etapa deste trabalho consiste na estimação desta resposta. Para tal, utilizamos um FAVAR, método de estimação empregado pioneiramente por Bernanke, Boivin e Eliaz (2005) para a análise dos efeitos de política monetária. O FAVAR 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 à inovações de política monetária do BCB.

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, “amplia-se” um VAR monetário tradicional, incluindo-se os fatores estimados no primeiro estágio.<sup>3</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 mo-

---

<sup>2</sup>Entretanto, não podemos descartar a hipótese de que este resultado decorre do comportamento da demanda por crédito, diante de um efeito composição (em termos de setores de atividade econômica, por exemplo). Tal hipótese deveria ser investigada em pesquisa futura.

<sup>3</sup>A seguir apresentamos uma explicação breve do método. Para uma explicação detalhada, ver Bernanke, Boivin e Eliaz (2005).



netária, 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 os 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:

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

onde  $\mathbf{C}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{F}_t \\ R_t \end{bmatrix}$ ,  $\Phi(L)$  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 (1) é um VAR em  $\mathbf{C}_t$ . Sua estimação pelo modo tradicional, no entanto, é inviabilizada pelo fato de  $\mathbf{F}_t$  ser não-observável. Para a estimação de  $\mathbf{F}_t$ , supõe-se que estes fatores, que resumem as condições gerais da economia, afetam a evolução de um amplo conjunto de variáveis econômicas observáveis. A observação deste amplo conjunto de variáveis é o que permitirá a estimação dos fatores  $\mathbf{F}_t$ .

Neste contexto, definimos  $\mathbf{X}_t$  como o vetor  $N \times 1$  de variáveis informacionais em  $t$ , onde  $N$  é “grande” ( $N \gg k$ ). Suponha que estas variáveis são relacionadas aos componentes comuns segundo:

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

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>4</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 em relação à distribuição dos erros  $e_t$  e de permitir certo grau de correlação serial destes.

No primeiro estágio, extraem-se os  $\hat{k}$  primeiros componentes principais de  $\mathbf{X}_t$ . Dada a natureza dos dados que analisamos neste trabalho, optamos por 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  $\sum_{j=1}^{\bar{c}+1} \hat{k}_j = \hat{k}$ . Cabe destacar 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 linear gerado por  $\mathbf{C}_t$ .

---

<sup>4</sup>Segundo Stock e Watson (2002), este termo de erro,  $e_t$ , pode ser serialmente correlacionado e apresentar correlação “fraca” na cross-section.

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 linear 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 adotamos o procedimento iterativo sugerido por Boivin, Giannoni e Mihov (2009), no qual impõe-se a restrição de 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, porém, que, ao contrário do que ocorre com identificação via *Cholesky* em um VAR tradicional, no caso do nosso FAVAR esta técnica não implica a hipótese de ausência de efeito contemporâneo de choques na taxa de juros sobre as variáveis incluídas no painel.

Por fim, as respostas das variáveis informativas a inovações na taxa de juros são estimadas através da equação (2). Inicialmente, estimamos  $\Lambda_f$  e  $\Lambda_R$  por OLS, utilizando  $\hat{\mathbf{C}}_t$  como regressor. Em seguida, recuperamos as IRFs de  $\mathbf{X}_t$  via equação (2.)

## 2.2 Análise cross-section: estratégia empírica

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

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

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

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

Note que existe uma *cross-section* de  $IRF$ s para cada indicador  $ind$  analisado e para cada  $t$ . Neste artigo, estimamos as regressões para  $t = 6$  (meses). Para uma análise de robustez, ver Oliveira (2013).

No que concerne as características analisadas, nos inspiramos na literatura de *banking* que busca identificar o canal de empréstimos por meio de diferenças na sensibilidade à política

---

<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  $\hat{\lambda}_R^{(0)}$ ; (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.

monetária de bancos comerciais diferentes. Assim, selecionamos características que, segundo a literatura, estariam correlacionadas a diferentes graus de 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 bancos de grande porte. Como resultado, ao alterarem a disponibilidade de depósitos, mudanças de política monetária afetariam mais os bancos de menor porte. É por esta razão que uma maior sensibilidade das operações de crédito de bancos menores a inovações de política é vista como evidência favorável ao canal de empréstimos.

Em trabalho posterior, Kashyap e Stein (2000) também exploram 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 à 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 choques monetários, pois poderiam oferecer colaterais de qualidade superior (como títulos públicos, por exemplo). Assim, interpretamos uma correlação negativa entre liquidez e a sensibilidade ao choque como evidência favorável ao canal de empréstimos.

Outra característica explorada na literatura é a origem do capital (ou “propriedade”) dos bancos. Segundo Arena et al. (2007), bancos estrangeiros seriam menos suscetíveis a choques de política monetária domésticos, pois teriam acesso a fontes de financiamento em seus países de origem. Uma hipótese alternativa, entretanto, é de que estes bancos seriam mais sensíveis que os domésticos devido a uma maior aversão ao risco. Bancos públicos, por terem acesso a uma base de depósitos mais estável, também responderiam menos a tais choques. Em particular, no caso brasileiro, caracterizado pela peculiaridade da existência de grandes bancos públicos comerciais, consideramos que origem do capital seja uma característica relevante para nossa análise.

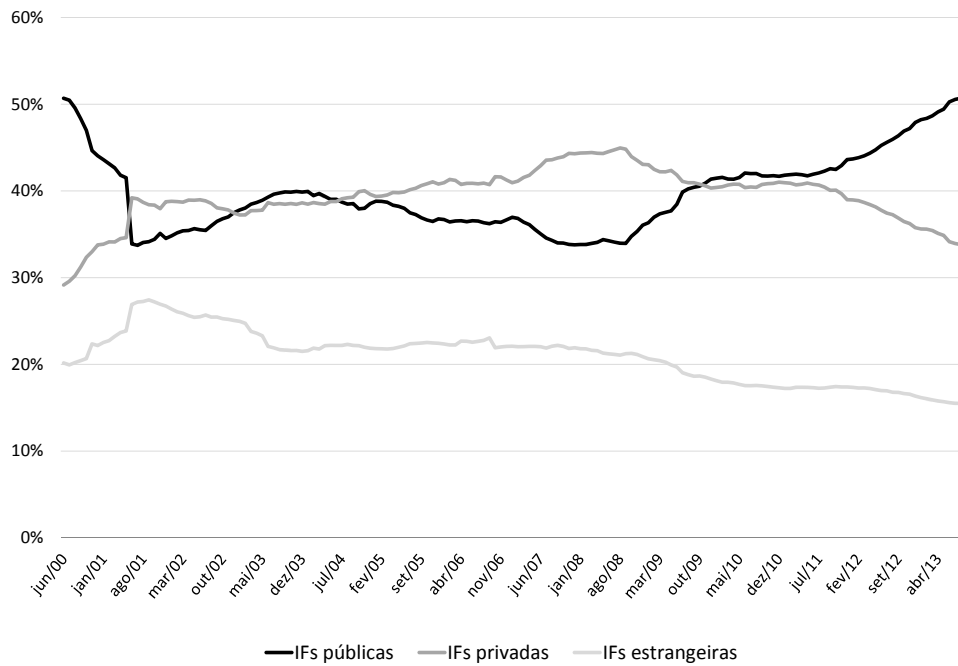
O foco na origem do capital também nos permite analisar a conjectura de que o comportamento dos bancos públicos nos mercados de crédito mudou após 2008/2009. Um dos principais efeitos do choque negativo gerado pela crise financeira mundial foi a paralisação parcial do mercado de crédito no Brasil, no final de 2008 e início de 2009. 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 para que os bancos públicos federais expandissem suas operações.<sup>6</sup> Assim, conforme exposto na Figura 1, foi observado um movimento de ganho de participação do saldo de operações de crédito concedidas por bancos públicos, em detrimento da participação dos bancos privados. No entanto, contrariando o esperado caso se tratasse de um movimento temporário resultante da política anti-cíclica, este processo não se reverteu, Muito pelo contrário, acelerou nos últimos anos. Uma possível explicação é que houve uma alteração na estratégia de concessão de crédito

---

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

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 das mesmas a partir de 2008.

FIGURA 1: Operações de crédito por origem do capital - % Operações totais



Para investigar tais hipóteses, segregamos nossa amostra original em duas sub-amostras: uma referente ao período anterior à falência do *Lehman Brothers* - julho de 2000 a agosto de 2008; e a segunda referente ao período posterior às medidas de estímulo via bancos públicos - janeiro de 2009 a agosto de 2013. Vale destacar 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> Posteriormente, estimamos as respostas dos diferentes indicadores analisados utilizando o FAVAR, tal como descrito na seção 2.1, e as regressões descritas na equação 3. Assim, obtemos os coeficientes re-

<sup>7</sup>Durante este período diversas medidas de combate aos efeitos da crise foram tomadas, além do impacto direto da crise sobre indicadores macroeconômicos. Como resultado, observaram-se quebras em diversas séries 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 três meses subsequentes. Ademais, foi no início de 2009 que começaram as medidas de estímulo via Tesouro Nacional para que os bancos públicos expandissem suas operações.

lacionados as *dummies* de bancos públicos e estrangeiros para cada sub-amostra e verificamos se estes coeficientes e sua significância mudam dependendo do período analisado.<sup>8</sup>

### 3 Dados

Tal como destacado nas seções 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. Nossa base de dados consiste em um painel balanceado de 560 séries mensais, cobrindo o período de junho de 2000 a agosto de 2013. A seleção deste período deve-se, fundamentalmente, à 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 à data final, a restrição foi a disponibilidade dos dados desagregados no momento em que a base foi montada. Todas as séries foram tratadas para induzir estacionariedade<sup>9</sup> e/ou ajustadas para sazonalidade<sup>10</sup> quando necessário. Cabe salientar que se perde uma observação sempre que há necessidade de se trabalhar com a primeira diferença da série para induzir estacionariedade.

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 à 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 1 apresenta a quantidade de séries (incluindo a da taxa Selic) por categoria.

Às séries usuais adicionamos 40 indicadores de crédito divulgados mensalmente pelo Banco Central: saldo total das operações,<sup>11</sup> por origem do capital, por atividade econômica, per-

---

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

<sup>9</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, executamos testes de raiz unitária (Testes ADF e Phillips-Perron) e tratamos os dados para induzir estacionariedade, quando necessário. Cabe destacar que optamos por tratar variáveis de uma mesma categoria do mesmo modo.

<sup>10</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>11</sup>Devido a alterações metodológicas, a série de saldo total das operações foi descontinuada pelo Banco Central. Para nossa análise construímos uma série agregada por meio da soma das séries de operações por

<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 1: Número de indicadores macroeconômicos em  $\mathbf{X}_t$ , por categoria

centual 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 a choques monetários. Os autores argumentam que é necessário incluir preços desagregados no painel devido à 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>12</sup>

## 3.2 Dados bancários

O principal elemento de diferenciação do nosso trabalho em relação a outros estudos do canal de crédito é a inclusão de um grande número de séries desagregadas relacionadas às atividades de bancos comerciais no FAVAR.<sup>13</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.

origem do capital. Esta série é apresentada na Figura 2 (linha pontilhada), assim como a série original descontinuada (linha cinza claro).

<sup>12</sup>De acordo com a taxonomia de códigos dada pelo IBGE, o grau de desagregação adotado corresponde a códigos com até quatro dígitos.

<sup>13</sup>Para uma descrição breve do mercado de crédito brasileiro ver Coelho, Mello e Garcia (2010).

Devido à regulamentação do setor, as instituições financeiras atuantes no Brasil devem reportar periodicamente seus balancetes à autoridade monetária. Estes relatórios são regulamentados e padronizados pelo Plano Contábil das Instituições Financeiras do Sistema Financeiro Nacional (COSIF).<sup>14</sup> As diferentes contas do balancete são identificadas por código *COSIF* próprio. Cabe destacar 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). Restringimos nossa análise a instituições que o Banco Central classifica como captadoras de depósitos à vista, salvo cooperativas de crédito: bancos comerciais, múltiplos com carteira comercial<sup>15</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-los como um único banco. Assim, nossa base é composta por conglomerados e bancos independentes que possuem painel completo.<sup>16</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 destes bancos não afeta nossos resultados. De qualquer modo, conforme pode ser observado na Figura 2, a exclusão destes bancos não provoca alterações relevantes no comportamento das operações de crédito apuradas, quando comparados à 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>17</sup> Depósitos à vista correspondem à proporção deste tipo de depósitos nas

---

<sup>14</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>15</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 cuja informação não constava da base de dados.

<sup>16</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 nos moldes da feita pelo Banco Central no Relatório 50 maiores bancos, divulgado trimestralmente pela autoridade monetária.

<sup>17</sup>Os dados de crédito utilizados neste trabalho são os reportados na conta de compensação “Classificação da Carteira de Crédito”, denominada pelo código 310.00.00-0. Conforme pode ser observado na Figura 2, a agregação dos dados reportados sob esta rubrica são compatíveis com as séries agregadas divulgadas.

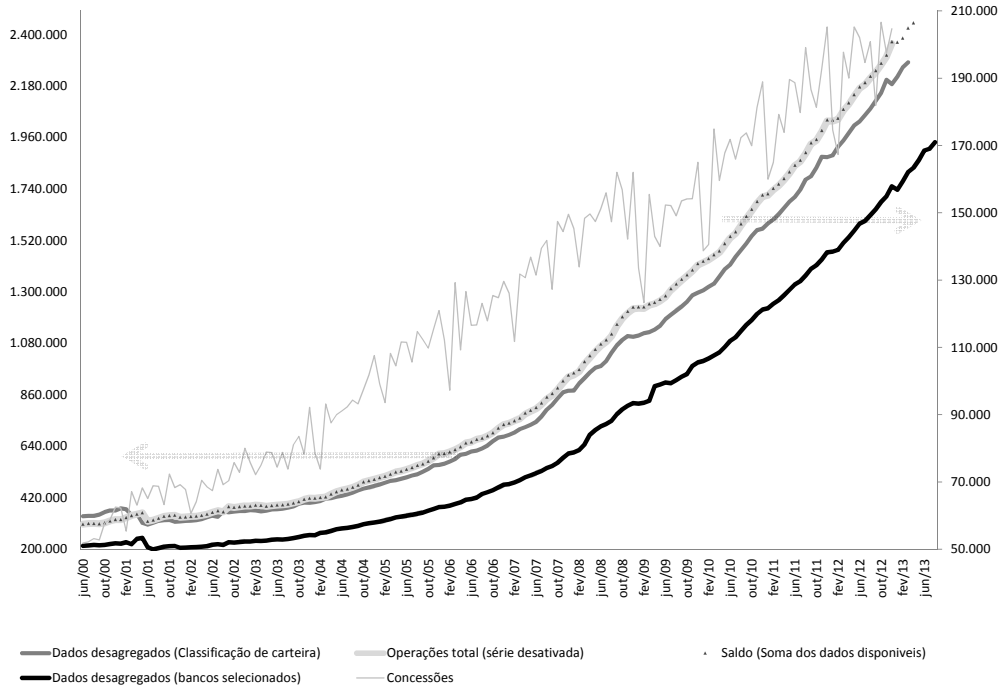


FIGURA 2: Comparativo operações de crédito - milhões R\$

obrigações totais dos bancos.<sup>18</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 desejável levar em conta alguma informação sobre o “preço” das operações na estimação do FAVAR. 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 respectivos balancetes. Tal como Takeda, Rocha e Nakane (2005), definimos tamanho do banco  $i$  no período  $t$  como:

$$size_{it} = \log(\text{Ativo total}_{it}) - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \log(\text{Ativo total}_{it}) \quad (4)$$

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

$$liquidity_{it} = \frac{cash_{it} + \text{“free securities”}_{it} + oper\ interb_{it}}{\text{Ativo total}_{it}} - \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^N \frac{1}{N} \frac{cash_{it} + \text{“free securities”}_{it} + oper\ interb_{it}}{\text{Ativo total}_{it}}$$

<sup>18</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).



Como nas regressões *cross-section* 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 à origem do capital são *dummies* para bancos públicos e estrangeiros, considerando a classificação mais recente do Banco Central.<sup>19</sup>

## 4 Resultados

Nesta seção 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 aos canais de empréstimos e de balanços. Por fim, apresentamos evidências sobre uma possível mudança na atuação dos bancos públicos nos mercado de crédito brasileiro após a crise de 2008/2009.

### 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 internacional.<sup>20</sup>

Para fins de comparação apresentamos os resultados obtidos com diferentes conjuntos de informação. Neste sentido, reportamos as respostas estimadas por três especificações diferentes: *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 90 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* entre o percentual de variância das séries explicada por eles e graus de liberdade.<sup>21</sup> Na especificação *FAVAR Macro*

---

<sup>19</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. Uma alternativa seria a construção de indicadores de origem do capital em cada momento do tempo, que poderiam ser utilizados em regressões em painel. No entanto, não conseguimos tais informações.

<sup>20</sup>A primeira estimação de um FAVAR análogo ao de Bernanke, Boivin e Elias (2005) para o Brasil foi feita por Ortega (2005).

<sup>21</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

utilizamos 4 fatores. No *FAVAR completo*, 8, sendo 4 extraídos do painel de indicadores macro, e 4 do de dados bancários. Vale ressaltar, por fim, que cada um destes 4 últimos fatores é relacionado a um dos indicadores bancários analisados.<sup>22</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 de que as demais variáveis não respondem contemporaneamente ao choque. Assim, a comparação entre as diferentes especificações deve levar em consideração esta ressalva.

As figuras apresentadas a seguir reportam as funções de resposta ao impulso, com os intervalos de confiança de 84%. Estes intervalos foram calculados por *bootstrap*, considerando apenas a incerteza resultante da estimação do VAR dos componentes comuns estimados,  $\hat{C}_t$ .<sup>23</sup>

A Figura 3 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 analisarem-se os impactos da política monetária por meio de modelos VAR, no *Var usual* (linha cinza claro) observa-se que, em resposta a um aperto monetário, ocorre uma elevação do índice de preços. Tal resultado é conhecido 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 e à autoridade monetária. Em paralelo, consistentemente com o verificado na literatura, nas duas especificações FAVAR (linha cinza médio e linha preta) o *price puzzle* é essencialmente eliminado.

Outro resultado controverso na estimação dos efeitos da política monetária através de modelos VAR é o efeito grande e persistente do choque monetário sobre produção industrial. Na especificação *VAR usual* observa-se que o efeito do choque monetário dura por volta de 15 meses. 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

---

composta por vetores linearmente independentes) tal que na primeira coluna está o vetor de maior variância, na segunda coluna o de segunda maior variância, e assim sucessivamente.

<sup>22</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>23</sup>Note, portanto, que não consideramos a incerteza da estimação dos fatores por componentes principais e a incerteza relacionada à estimação dos *factor loadings* (equação 2). 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. Dada esta argumentação, e seguindo a prática mais comum na literatura, optamos por estimar os intervalos de confiança tal como descrito acima.

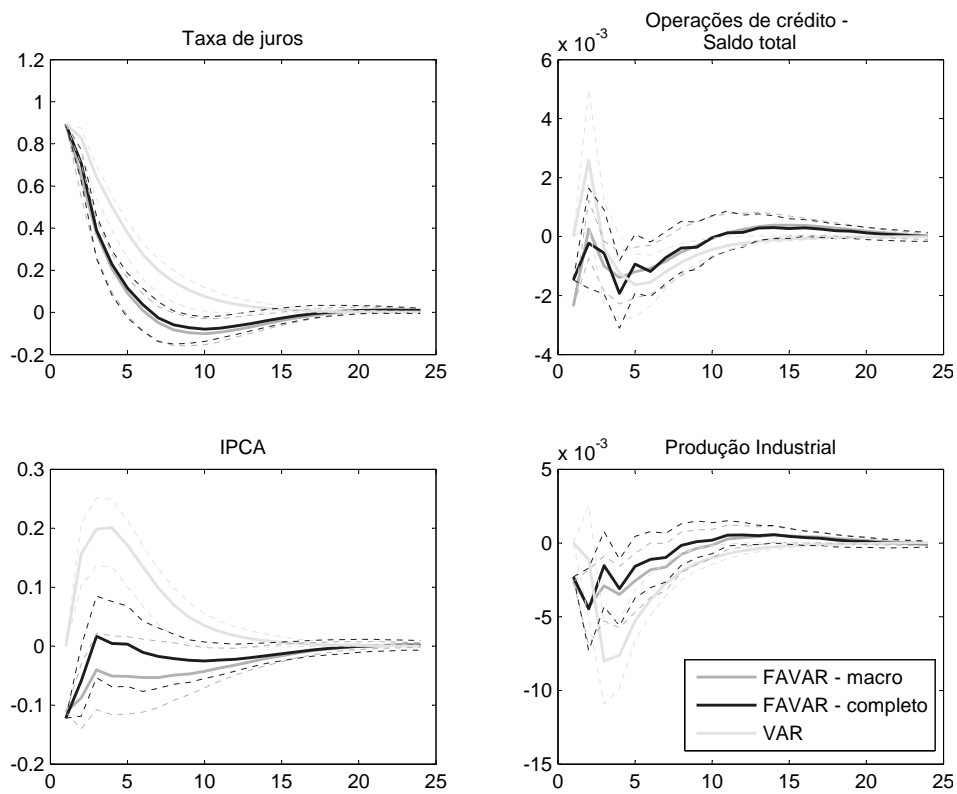


FIGURA 3: Funções de resposta ao impulso a um aperto monetário identificado – 90 bps

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, concluímos 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 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 e 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 canal de empréstimos, 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 2 apresenta a resposta média dos indicadores 6 meses após o choque. Ambos os métodos estimam respostas médias (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, por fim, que a IRF de alavancagem média apurada pelo último é mais errática conforme pode ser observado na Figura 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

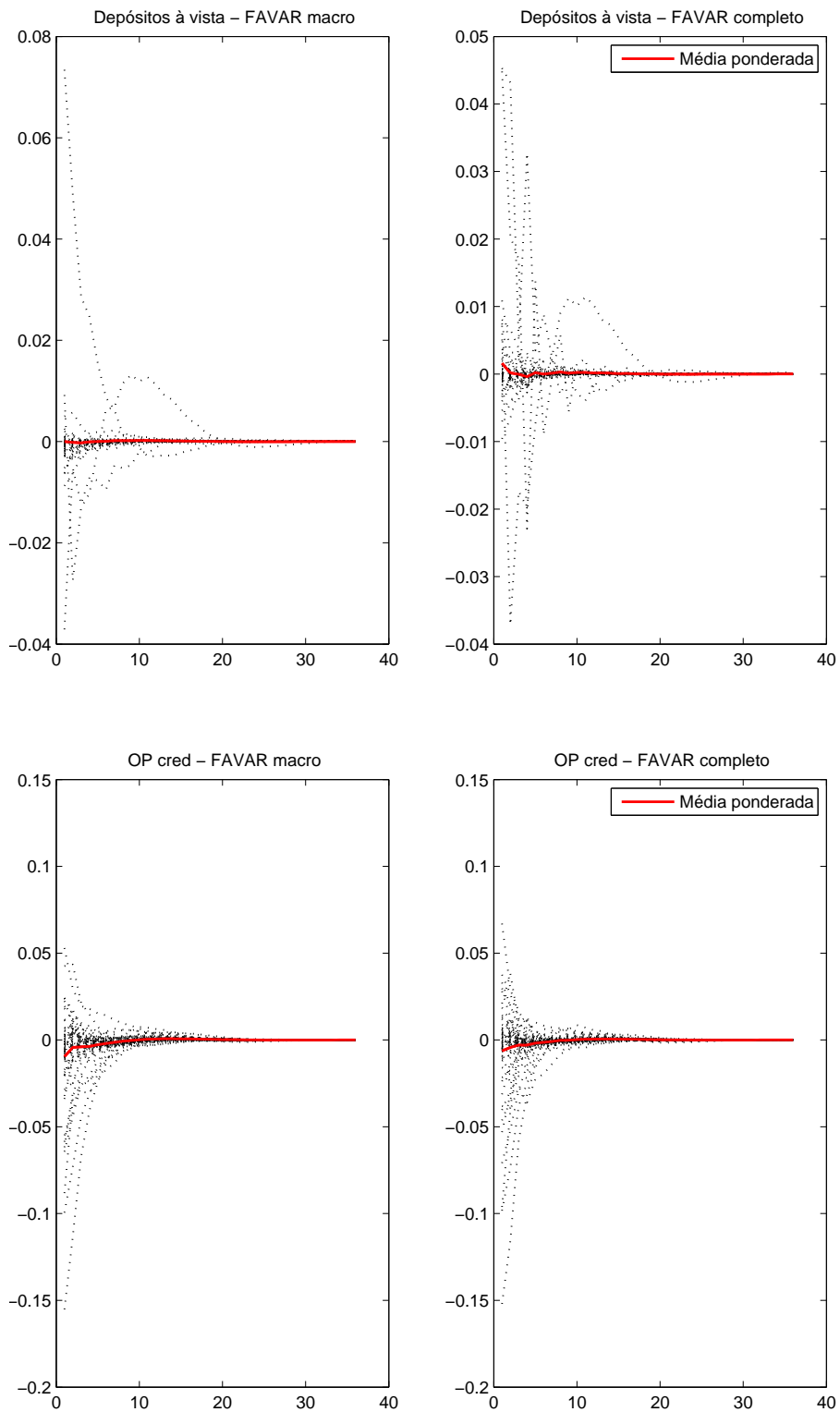


FIGURA 4: IRFs dos indicadores bancários desagregados a choque monetário identificado - depósitos à vista e operações de crédito

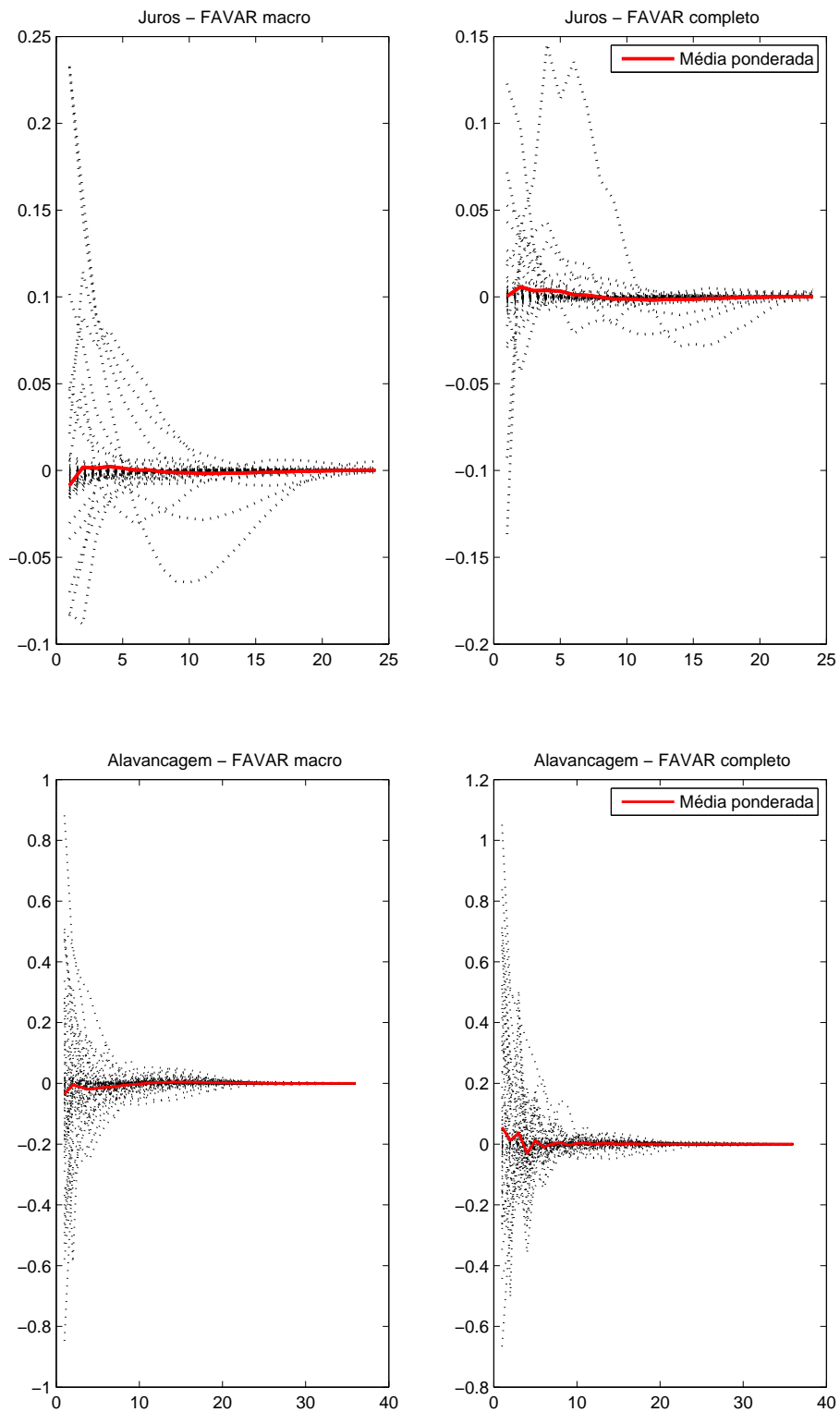


FIGURA 5: IRFs dos indicadores bancários desagregados a choque monetário identificado - juros e alavancagem

<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

TABELA 2: Estatísticas das IRFs dos indicadores bancários desagregados a um choque monetário identificado,  $t = 6$

bancos enfrentam uma redução dos mesmos, a média ponderada é positiva e de magnitude reduzida quando comparado às demais médias calculadas. 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. Tal resultado provavelmente decorre de erros de medida na nossa *proxy* de taxa de juros. De fato, a resposta das medidas de taxas de juros divulgadas pelo BCB apontam para repasse das inovações de juros para as taxas de operações de crédito, na direção esperada.<sup>24</sup> Portanto, daremos peso reduzido aos resultados para as taxas das operações de crédito baseadas nesta *proxy*.

<sup>24</sup>Por brevidade, não reportamos estes resultados. Os mesmos estão disponíveis em Oliveira (2013) – bem como outros resultados de medidas disponíveis no relatório sobre o mercado de crédito divulgado periodicamente pelo BCB.

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

Verificada a heterogeneidade das respostas a nível desagregado, 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 dos bancos 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 4 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 à política monetária se dá em conformidade com o canal de empréstimos. Os resultados são reportados na Tabela 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. Este resultado é consistente com o obtido por Coelho, Mello e Garcia (2010) que investigam o canal de empréstimos 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. Entretanto, contrasta com a essência do canal de empréstimos, tal como destilado em Kashyap e Stein (1994).

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 à 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 à origem do capital (regressão (4)). As *dummies* para bancos públicos e estrangeiros não são significativas de modo que rejeitamos a hipótese de que, para a amostra completa, haja diferença de comportamento associada a diferenças na origem do capital. No entanto, este resultado não é consistente com o obtido por Coelho, Mello e Garcia (2010), segundo o qual bancos públicos expandem suas concessões em resposta a elevação de juros, enquanto que bancos privados nacionais e estrangeiros contraem as mesmas. Retornaremos a essa questão posteriormente, no contexto de nossa análise sobre uma possível mudança de comportamento dos bancos públicos após 2009.

De modo geral, quando analisamos as respostas do saldo das operações de crédito, obtemos evidências contrárias ao canal de empréstimos – pelo menos na sua forma tradicional.



**Operações de crédito**

VARIABLES	(1) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(2) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(3) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(4) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(5) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>
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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Juros proxy**

VARIABLES	(1) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(2) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(3) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(4) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(5) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>
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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABELA 3: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito e juros ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos

*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 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 não dão suporte à existência do canal de empréstimos na sua forma tradicional.

*C) Depósitos à vista.* Dados os resultados anteriores, contrários ao canal de empréstimos tradicional, investigamos como as respostas de depósitos à vista se relacionam com as características dos bancos. Assim, analisamos se nossos resultados corroboram ao menos a cadeia de eventos prevista pela abordagem do canal de empréstimos tradicional, que prevê que a elevação da taxa de juros causaria a contração dos depósitos e deflagraria o canal de empréstimos.

Na Tabela 4 apresentamos os coeficientes estimados das regressões nas quais utilizamos depósitos à vista como variável dependente. Diferentemente dos resultados de Kashyap e Stein (1994), a resposta de depósitos é diferenciada sendo correlacionada com algumas características<sup>25</sup>. Na regressão (1) porte não é significativo. 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 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 à ideia de que bancos públicos seriam menos sensíveis à política monetária pois detém uma base de depósitos

---

<sup>25</sup>Em seu estudo Kashyap e Stein (1994) utilizam *core deposits*, que correspondem ao total de depósitos menos qualquer depósito com valor nominal superior a \$100.000. Neste estudo, utilizamos depósitos à vista – primordialmente devido à natureza de nossos dados. Para maiores detalhes, ver Oliveira (2013).

**Depósitos à vista**

VARIABLES	(1) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(2) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(3) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(4) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(5) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>
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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Alavancagem**

VARIABLES	(1) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(2) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(3) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(4) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>	(5) <i>IRF</i> <sub>t=6</sub>
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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABELA 4: Regressões *cross-section* das IRFs de depósitos à vista e alavancagem ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos

f

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 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 canal de empréstimos uma vez que bancos que enfrentam maior redução nesta importante fonte de financiamento são os mais sensíveis à política monetária. No entanto, a magnitude dos efeitos de choques monetários sobre depósitos à vista parece pequena demais para explicar grandes mudanças na política de crédito. É possível que este resultado seja indicativo de um padrão análogo – e economicamente mais significativo – para outras fontes de *funding*. Neste caso, poder-se-ia argumentar que há evidências de uma variante do canal de empréstimos tradicional. Tal possibilidade deveria ser investigada em pesquisas futuras.

*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 de as mesmas administrarem ativamente seus balanços 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 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 dos bancos. Os coeficientes estimados são apresentados na Tabela 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 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 à 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 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 4.4 dividimos a nossa amostra nos períodos em pré- e pós-crise e estimamos os coeficientes das características para cada sub-amostra.

#### 4.4 Os períodos pré- e pós-crise

Nesta seção apresentamos os resultados obtidos quando dividimos a amostra em dois sub-períodos: um com as observações do período pré-crise, e outro pós-crise.

A) *Operações de crédito.* Conforme pode ser observado na Tabela 5, os coeficientes estimados para diferentes sub-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 de que bancos grandes são os que mais contraem (ou menos expandem) as operações de crédito em resposta a um aperto monetário. 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. Este resultado sugere que, antes da crise, bancos estrangeiros e bancos públicos respondiam a choques monetários de forma análoga aos 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 a um aperto monetário. 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 públicos no período pós crise. Em particular, o sinal do coeficiente estimado indica que as operações de crédito destas instituições tornaram-se menos sensíveis a alterações de política monetária do que as privadas (ou, no limite, passaram a responder com sinal trocado). Neste sentido, nossos resultados corroboram a evidência anedótica de que bancos públicos amorteceriam os impactos do choque monetário sobre o mercado de crédito e, potencialmente, 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 sub-amostra como as respostas de juros (*proxy*) ao choque monetário contracionista se relacionam com as características dos bancos. Os coeficientes estimados são apresentados na Tabela 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 de que, no período pré-crise, em resposta a uma 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 mesmos à política monetária doméstica. 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\_ estrangeiro* deixa de ser significante. 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 de mudanças nas taxas de juros. Em particular, estas instituições deixaram de apresentar um comportamento diferenciado em relação aos bancos 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 de uma maior sensibilidade de bancos de maior porte 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 apresentamos a seguir.

*C) Depósitos à vista.* Neste ponto investigamos se a relação entre a respostas de depósitos à vista a um 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 restrições nesta importante fonte de *funding*. Os coeficientes estimados são reportados na Tabela 7.

No período pré-crise, os coeficientes estimados são tais que bancos mais líquidos e bancos

Operações de crédito

PERÍODO	(1)		(2)		(3)	
	Pr/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

Erros-padrão entre parêntesis  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<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

Erros-padrão entre parêntesis  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABELA 5: Regressões *cross-section* das IRFs de crédito ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 × pós/2008

**Juros (*proxy*)**

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

Erros-padrão entre parêntesis  
 \*\*\* 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

Erros-padrão entre parêntesis  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABELA 6: Regressões *cross-section* das IRFs de juros ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 × pós/2008



públicos são os que apresentam maior redução (menor aumento) de depósitos à vista, sendo, portanto, os que mais sofreriam com a redução desta fonte preferencial de financiamento. No entanto, os resultados de crédito (Tabela 5) não corroboram a hipótese de 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 de 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 da 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.

*D) Alavancagem.* Por fim, analisamos a relação entre as respostas de alavancagem e as características dos bancos para cada sub-amostra. Os coeficientes estimados são apresentados na Tabela 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 5) concluímos 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 torna-se significativa. 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 5).

Em paralelo, ao analisar os coeficientes estimados para a amostra pós crise, obtemos resultados que não corroboram a hipótese de que o comportamento diferenciado dos bancos públicos quanto a operações de crédito (Tabela 5) seja motivado por decisões relacionadas a administração de balanço. Conforme observamos na Tabela 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 do 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 de que o comportamento diferenciado dos bancos públicos não seria explicado por questões relacionadas ao gerenciamento de alavancagem.

**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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABELA 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

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 seu indicador de alavancagem.

Em resumo, a partir dos coeficientes estimados nas regressões de operações de crédito e nas de taxa de juros (*proxy*), obtemos evidência compatível com a hipótese de que bancos públicos alteraram sua reação à política monetária após a crise. Em particular, as correlações entre as respostas de operações de crédito e a *dummy* para estas instituições corroboram a hipótese de que elas contraem menos (expandem mais) suas operações em resposta a apertos monetários, amortecendo, portanto, os efeitos deste choque sobre o mercado de crédito e, potencialmente, sobre a economia real. Quanto à explicação para este comportamento diferenciado, as regressões das respostas de depósitos à vista e das de alavancagem rejeitam as hipóteses de que ele seja devido a razões relacionadas à 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. Entretanto, como destacado posteriormente, não podemos descartar a hipótese de que tais resultados decorrem de movimentos de demanda por crédito na presença de um efeito composição.

Cabe ressaltar, ainda, que alguns desses resultados são sensíveis ao número de defasagens nos VARs subjacentes aos FAVARs estimados nas duas sub-amostras. Provavelmente, isto decorre da dimensão temporal reduzida. Para maiores detalhes, ver Oliveira (2013).

## 5 Conclusão

Este trabalho contribui para a literatura do canal de crédito de transmissão da política monetária, em particular os canais de empréstimos e balanços, 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 a choques de política monetária, estimadas com base 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. A partir da análise da resposta dos indicadores desagregados, obtivemos evidências que sugerem que o canal de empréstimos na sua forma tradicional não se verifica no Brasil, uma vez que bancos de maior porte são os mais sensíveis à política monetária. Possível explicação para este comportamento diferenciado é que estes bancos seriam caracterizados por um gerenciamento mais ativo do seu balanço. Esta hipótese encontra ressonância em nossos resultados. Em paralelo, nossos resultados fornecem evidências compatíveis com a ideia de que uma importante

**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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<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

Erros-padrão entre parêntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TABELA 8: Regressões *cross-section* das IRFs de alavancagem ao choque monetário identificado nas características dos bancos comerciais e múltiplos: pré/2008 × pós/2008

consequência da crise financeira mundial de 2008 foi a alteração do mercado de crédito brasileiro, com uma mudança na resposta das operações de crédito de bancos públicos a inovações de política monetária.

Conforme destacado ao longo do artigo, em vários casos não somos capazes de descartar hipóteses alternativas de que os resultados obtidos decorrem de movimentos da demanda por crédito, no contexto de efeitos de composição nas carteiras de crédito dos bancos que compõem nossa amostra. Tais hipóteses poderiam ser testadas com outras bases de dados que permitissem análises diferenciadas por setores de atividade econômica ou indústria, por exemplo, o que permitiria avaliar pelo menos algumas variantes dos mecanismos baseados em efeitos composição.

## Referências

- [1] ADRIAN, T., E SHIN, H. S. Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation* 19 (2010), 418–437.
- [2] ARENA, M., REINHART, C., E VÁZQUEZ, F. The lending channel in emerging economies: Are foreign banks different? *IMF Working Paper* (2007).
- [3] BACEN. Nota para a imprensa de política monetária e operações de crédito: Nova estrutura de dados de crédito – nota metodológica. Tech. rep., Banco Central do Brasil, 2013.
- [4] BAI, J. Inferential theory for factor models of large dimensions. *Econometrica* 71, 1.
- [5] BARBOSA, N. Latin america: Counter-cyclical policy in Brazil: 2008-09. *Journal of Globalization and Development*, 1.
- [6] BERNANKE, B., E BLINDER, A. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review* 82 (1992), 901–921.
- [7] BERNANKE, B., BOIVIN, J., E ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (Favar) approach. *The Quarterly Journal of Economics* 120, 1 (2005), 387.
- [8] BERNANKE, B., E GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary transmission. *Journal of Economic Perspectives* 9 (1995), 27–48.
- [9] BOIVIN, J., GIANNONI, M., E MIHOV, I. Sticky prices and monetary policy: Evidence from disaggregated US data. *The American Economic Review* 99, 1 (2009), 350–384.
- [10] BOIVIN, J., KILEY, M. T., E MISHKIN, F. S. The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review* 49, 6.
- [11] BOIVIN, J., KILEY, M. T., E MISHKIN, F. S. How has the monetary transmission mechanism evolved over time? *NBER Working Paper Series* (2010).
- [12] CAMPELLO, M. Internal capital markets in financial conglomerates: Evidence from small bank responses to monetary policy. *The Journal of Finance* 57, 6 (2002), 2773–2805.
- [13] CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M., E EVANS, C. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of Macroeconomics* 1 (1999), 65–148.
- [14] COELHO, C. A., DE MELLO, J. M. P., E GARCIA, M. G. P. Identifying bank lending reaction to monetary policy through data frequency. *Economía, the Journal of LACEA* (2010), 47–79.

- [15] IGAN, D., KABUNDI, A., SIMONE, F. N. D., E TAMIRISA, N. Monetary policy and balance sheets. *IMF Working Paper* (2013).
- [16] KASHYAP, A. K., E STEIN, J. C. What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *The American Economic Review* 90, 3.
- [17] KASHYAP, A. K., E STEIN, J. C. The impact of monetary policy on bank balance sheets. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42 (1995), 151–195.
- [18] MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia* 57, 3 (2003), 605–635.
- [19] OLIVEIRA, N. P. V. D. Heterogeneidade na resposta de instituições financeiras à política monetária: evidência com base em um Favar. *Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia* (2013).
- [20] ORTEGA, T. A. Grandes conjuntos de dados, modelo de fatores e a condução da política monetária no Brasil. *Dissertação de Mestrado* (2005).
- [21] SIMS, C. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. *European Economic Review* 36, 5 (1992), 975–1000.
- [22] SOUZA SOBRINHO, N. Uma avaliação do canal de crédito no Brasil. *Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo* (2003).
- [23] STOCK, J., E WATSON, M. Diffusion indexes. Tech. rep., National Bureau of Economic Research, 1998.
- [24] STOCK, J., E WATSON, M. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business Economics and Statistics* 20, 2 (2002), 147–162.
- [25] TAKEDA, T., ROCHA, F., E NAKANE, M. I. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia* 59, 1.