

Gustavo Porto Florido

Canal de custo da política
monetária

Evidência do FAVAR em dados
desagregados

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
Programa de Pós-graduação em Economia

Rio de Janeiro
Março de 2013

Gustavo Porto Florido

**Canal de custo da política monetária
Evidência do FAVAR em dados desagregados**

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
Co-Orientador: Prof. Marcelo Cunha Medeiros

Rio de Janeiro
Março de 2013

Gustavo Porto Florido

Canal de custo da política monetária

Evidência do FAVAR em dados desagregados

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. Marcelo Cunha Medeiros

Co-Orientador

Departamento de Economia — PUC-Rio

Prof. Eduardo Zilberman

Departamento de Economia — PUC-Rio

Prof. Tiago Couto Berriel

FGV-EPGE

Prof. Monica Herz

Coordenadora Setorial do Centro de Ciências Sociais – PUC-Rio

Rio de Janeiro, 27 de Março de 2013

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

Gustavo Porto Florido

Graduou-se em Engenharia Mecânica pela Escola Politécnica da Universidade de São Paulo e pela Technische Universität Darmstadt (Alemanha).

Ficha Catalográfica

Porto Florido, Gustavo

Canal de custo da política monetária: Evidência do FAVAR em dados desagregados / Gustavo Porto Florido; orientador: Carlos Viana de Carvalho; co-orientador: Marcelo Cunha Medeiros. — Rio de Janeiro : PUC-Rio, Departamento de Economia, 2013.

v., 56 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. Canal de custo. 3. Dados desagregados. 4. FAVAR. 5. Transmissão da política monetária. I. Viana de Carvalho, Carlos. II. Cunha Medeiros, Marcelo. III. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. IV. Título.

CDD: 330

Agradecimentos

Aos meus orientadores professores Carlos Viana de Carvalho e Marcelo Cunha Medeiros pelos ensinamentos, simpatia de sempre e paciência para a realização deste trabalho.

À Capes, à PUC-Rio e ao Banco Opportunity, pelos auxílios concedidos, sem os quais este trabalho não poderia ter sido realizado.

Aos meus pais e irmão, que sempre me apoiaram durante o mestrado.

Aos meus colegas da PUC-Rio, pelas discussões, brincadeiras e amizades.

Aos membros da banca, por aceitarem o convite e pelos comentários valiosos.

Aos outros professores do departamento, pelas lições durante esses dois anos.

Aos professores Edmar Bacha e Monica de Bolle e à Juliana Rezende, pelo convívio na Casa das Garças.

Ao pessoal do departamento de Economia, pela ajuda de todos os dias, em particular à Maria da Graças.

À Valerie Ramey, pelos dados fornecidos.

Resumo

Porto Florido, Gustavo; Viana de Carvalho, Carlos; Cunha Medeiros, Marcelo. **Canal de custo da política monetária: Evidência do FAVAR em dados desagregados**. Rio de Janeiro, 2013. 56p. Dissertação de Mestrado — Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Essa dissertação estuda a evidência do canal de custo em dados desagregados. Segundo essa teoria, um aumento da taxa de juros eleva o custo de capital de giro das firmas e, assim, poderia acarretar em um aumento do nível de preços. O objetivo desse artigo é investigar a evidência do canal de custo nos índices de preço desagregados considerando diferentes conjuntos de informação na identificação do choque monetário. Para isso, as respostas setoriais ao choque monetário são associadas a dados contábeis do setor relacionados ao canal de custo. Os resultados apontam que, quanto mais rico o conjunto de informação explorado na estimação, mais forte é a evidência contrária ao canal de custo. Considerando toda informação disponível, capital de giro tem um efeito negativo no ajuste de preço a um choque monetário contracionista. É possível concluir também que as séries desagregadas possuem informação relevante para identificação do choque monetário. Quanto à evolução do canal de custo ao longo do tempo, os resultados obtidos concordam com a literatura relacionada e mostram que esse canal se enfraqueceu no período mais recente. Como os preços são observados em equilíbrio, a metodologia adotada não permite separar os canais da oferta e da demanda e, assim, não é possível afirmar com certeza a existência de um canal. No entanto, os resultados indicam que outros mecanismos que também atuam sobre o capital de giro das firmas, por exemplo o *balance sheet channel*, dominam o canal de custo.

Palavras-chave

Canal de custo; Dados desagregados; FAVAR; Transmissão da política monetária;

Abstract

Porto Florido, Gustavo; Viana de Carvalho, Carlos; Cunha Medeiros, Marcelo. **Cost channel of monetary policy: Evidence from FAVAR on disaggregated data.** Rio de Janeiro, 2013. 56p. MSc. Dissertation — Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This dissertation studies the evidence of the cost channel on disaggregated data. According to this theory, an increase in the interest rate raises the cost of working capital of the firms and thus could result in an increase in the price level. The aim of this paper is to investigate the evidence of the cost channel on disaggregated price indexes, while considering different sets of information on the identification of the monetary shock. For this purpose, the sectoral responses to monetary shock are associated with the sector accounting data related to the cost channel. The results indicate that the richer set of information exploited in the estimation, the stronger the evidence against the channel cost. Considering all available data, working capital has a negative effect on the price adjustment to a contractionary monetary shock. It is also possible to conclude that the disaggregated series have relevant information for the identification of the monetary shock. As for the cost of channel evolution over time, the results agree with the related literature and show that this channel has weakened in the latest period. As prices are observed in equilibrium, the adopted methodology does not allow to separate the channels of supply and demand and thus it is not possible to state with certainty the existence of a channel. However, the results indicate that other mechanisms that also act on the working capital of firms, e.g. the balance sheet channel, dominate the cost channel.

Keywords

Cost channel; Disaggregated data; FAVAR; Monetary policy transmission;

Sumário

| | | |
|-----|--|----|
| 1 | Introdução | 10 |
| 2 | Metodologia | 17 |
| 3 | Dados | 20 |
| 4 | Resultados | 23 |
| 4.1 | Respostas dos índices desagregados a um choque monetário | 23 |
| 4.2 | Canal de custo na <i>cross-section</i> | 26 |
| 4.3 | Evolução do canal de custo | 33 |
| 5 | Robustez | 40 |
| 5.1 | Dados de Barth e Ramey (2002) | 40 |
| 5.2 | Incerteza da variável dependente estimada | 41 |
| 5.3 | Especificação do FAVAR | 42 |
| 5.4 | <i>Cross-section</i> expandida | 44 |
| 5.5 | Medida de variação da IRF | 46 |
| 5.6 | Variável de estoques | 46 |
| 6 | Explicações alternativas | 49 |
| 7 | Conclusão | 51 |
| | Referências Bibliográficas | 53 |
| A | IRFs no VAR identificado por Cholesky e no VAR restrito | 56 |

Lista de figuras

| | | |
|-----|--|----|
| 4.1 | IRFs dos índices desagregados para amostra jan/83-jun/08. Índices setoriais: linhas pontilhadas. Média dos índices setoriais (não-ponderado): linha contínua. Índice agregado: linha tracejada | 25 |
| 4.2 | Robustez das IRFs dos índices desagregados. Índices setoriais: linhas pontilhadas. Média dos índices setoriais (não-ponderado): linha contínua. Índice agregado: linha tracejada | 29 |
| 4.3 | Regressões #1 a #3 das respostas das séries desagregadas identificadas pelos diferentes métodos. | 34 |
| 4.4 | Regressões #4 a #6 das respostas das séries desagregadas identificadas pelos diferentes métodos. | 35 |
| 4.5 | Regressões #6 a #8 das respostas das séries desagregadas identificadas pelos diferentes métodos. | 35 |
| 4.6 | Evolução do canal de custo no FAVAR completo. | 37 |
| 4.7 | Evolução do canal de custo no FAVAR incompleto. | 38 |
| 4.8 | Evolução do canal de custo no VAR. | 39 |
| 5.1 | Canal de custo nos dados de Barth e Ramey: resultados da regressão #6. | 41 |
| 5.2 | Resultados da regressão corrigindo pela variável dependente estimada. Linhas pontilhadas representam intervalos de confiança de 90%. | 43 |
| 5.3 | Resultados da regressão #7 do FAVAR com 7 fatores latentes e 7 lags. | 44 |
| 5.4 | Resultados da regressão #8 para <i>cross-section</i> expandida. | 45 |
| 5.5 | Resultados da regressão #7 para valor instantâneo da IRF como variável dependente. | 46 |
| 5.6 | Resultados da regressão contendo variável de estoques. | 48 |
| A.1 | Robustez das IRFs dos índices desagregados no Cholesky e no VAR restrito. Índices setoriais: linhas pontilhadas. Média dos índices setoriais (não-ponderado): linha contínua. | 56 |

Lista de tabelas

| | | |
|-----|--|----|
| 3.1 | Classificação das séries do conjunto \mathbf{X}_t | 21 |
| 4.1 | Estatísticas das respostas dos índices a um choque monetário | 26 |
| 4.2 | Resumo das variáveis da regressão <i>cross-section</i> | 28 |
| 4.3 | Regressão <i>cross-section</i> para o FAVAR completo | 31 |
| 4.4 | Regressão <i>cross-section</i> para o FAVAR incompleto | 31 |
| 4.5 | Regressão <i>cross-section</i> para o VAR | 32 |
| A.1 | Correlação das IRFs na <i>cross-section</i> do VAR identificado por Cholesky e do VAR restrito | 56 |

1

Introdução

Uma das questões mais importantes da macroeconomia é o efeito da política monetária sobre as variáveis reais da economia. Os canais de transmissão da política monetária normalmente incluídos nos modelos macroeconômicos atuam pelo lado da demanda. Uma política monetária contracionista eleva o custo de capital e, assim, reduz o investimento. Já sobre o consumo, o aumento da taxa de juros está ligado a uma redução do valor presente dos ativos (efeito renda) e também afeta a inclinação da curva de consumo ao longo do tempo (substituição intertemporal), de tal forma que taxas de juros maiores induzem menos consumo no período corrente. Portanto, tradicionalmente nos modelos macroeconômicos, uma política monetária contracionista desaquece a demanda e leva a uma redução do produto e do nível de preços.

Entretanto, uma extensa literatura empírica que estuda o impacto da política monetária através de VAR (*vector autoregressive models*) aponta que ocorre uma elevação do nível de preços agregado no curto prazo após um choque contracionista (Christiano et al. (1999)). Esse aumento dos preços no curto prazo não possui uma fundamentação teórica nos canais de transmissão tradicionais que atuam sobre a demanda e, assim, foi batizado de *price puzzle*.

Duas explicações concorrentes surgiram para tentar explicar o *puzzle*. Sims (1992) e Bernanke et al. (2005) (BBE) argumentam que os Bancos Centrais (BC) e os agentes do mercado acompanham centenas de séries (ver Bernanke e Boivin (2003)) e que é improvável que o pequeno número de variáveis contidas em um VAR seja capaz de gerar o conjunto de informação explorado pela autoridade monetária ao fixar a taxa de juros. Assim, se o BC aumenta a taxa de juros se antecipando aos efeitos inflacionários de variáveis não refletidas no conjunto de informação do VAR, então o que aparenta ser um choque monetário contracionista gerando aumento do nível de preços seria, na verdade, uma tentativa do BC de atenuar as pressões inflacionárias das variáveis omitidas no VAR. Tentando solucionar essa limitação do VAR Bernanke et al. (2005) introduzem o FAVAR (*factor augmented VAR*), que permite explorar um conjunto de informação mais condizente com o do BC. Identificando os efeitos da política monetária através desse conjunto mais realista, os autores mostram que no FAVAR não há um aumento do nível de preços agregado no curto prazo após um choque contracionista. Além disso, conforme esperado pelos canais da demanda, o nível de preços cai após cerca de um ano. Portanto, há uma eliminação do *price puzzle*, o que dá suporte

à crítica de Sims (1992) ao conjunto de informação limitado explorado pelo VAR.

A outra corrente que tenta explicar o price puzzle do VAR foi introduzida por Barth III e Ramey (2002) e sugere que o *puzzle* não seria na verdade algo inesperado, mas sim a política monetária atuando também pelo lado da oferta. Os autores argumentam que as firmas precisam manter um certo nível de capital de giro¹ para operar. Nesse caso a taxa de juros seria o custo desse capital, sendo custo de oportunidade, caso esse capital seja financiado internamente, ou custo efetivo, caso os fundos sejam externos. Segundo essa teoria, um aumento da taxa de juros eleva o custo de manter ou financiar capital de giro e age como um choque de custo positivo. Esse efeito negativo sobre a oferta aumenta os preços e diminui o produto. Note que, sob essa interpretação, o *price puzzle* é apenas evidência da atuação do canal de custo e não indica que o VAR está mal especificado.

Esse mecanismo de transmissão pode ser modelado de duas maneiras. Christiano et al. (1997) sugerem uma espécie de *cash-in-advance* nos fatores de produção, onde as firmas precisam financiar suas despesas com salários antes de receber as receitas de vendas. Já Ramey (1989) mostra que um modelo que inclui estoques como fator de produção é bem suportado pelos dados. Dessa forma, a taxa de juros afeta diretamente o custo marginal das firmas e sua elevação seria repassada aos preços. Portanto, o aumento do nível de preços no curto prazo observado no VAR após um choque monetário contracionista não seria um *puzzle*, mas os efeitos gerados pelo lado da oferta dominando os canais tradicionais que atuam pela demanda. Para evidenciar esse canal Barth III e Ramey (2002) analisam, através de VARs, as funções de resposta ao impulso (IRF) de índices de preços desagregados a um choque monetário contracionista. Os autores exploram a heterogeneidade das respostas dos setores industriais e mostram que setores, onde o aumento do nível de preços no curto prazo é maior (i.e., /textitprice puzzle mais forte), apresentam maiores despesas com juros. Eles interpretam esse resultado como evidência favorável ao canal de custo.

O objetivo desse trabalho é investigar a existência do canal de custo. Para identificar o choque monetário é empregado um FAVAR à la Bernanke et al. (2005). Utilizando esse método é possível atacar a crítica de Sims (1992) ao conjunto limitado de informação do VAR e obter IRFs dos índices de preço desagregados a um choque monetário. Seguindo também a linha de Barth III e Ramey (2002), a heterogeneidade *cross-section* dos índices de preço dos setores industriais é analisada para investigar se setores mais inten-

¹Capital de giro = Estoques + Contas a receber - Contas a pagar.

tos em capital de giro apresentam respostas positivas ou mais atenuadas do nível de preço a um choque monetário contracionista. A idéia é observar se, mesmo controlando por um conjunto de informação mais realista e que elimina o *price puzzle* no preço agregado, a evidência favorável ao canal de custo no nível desagregado permanece.

A evidência em relação à existência do canal de custo é ambígua. A literatura pode ser dividida em três linhas de pesquisa. Um ramo utiliza dados desagregados e estuda, através de VARs, a heterogeneidade cross-section das respostas de setores industriais a choques monetários. Essas respostas são então associadas a características do setor que estão ligadas ao canal de custo, como intensidade de capital de giro e despesas com juros. A partir dessa associação é possível analisar a importância do canal nas respostas setoriais. Seguindo essa abordagem, Barth III e Ramey (2002) mostram que diversos setores apresentam uma variação positiva do nível de preços após um choque monetário e que essa variação está positivamente correlacionada com despesas com juros do setor. Os autores também argumentam que a relevância do canal de custo diminuiu na economia norte-americana desde quando Volcker assumiu o *Federal Reserve System* (Fed). Dedola e Lippi (2005) fazem um estudo semelhante, porém analisam produção industrial setorial no lugar de índices de preço desagregados. Os autores utilizam dados de 5 países e 20 setores industriais e concluem que a intensidade de capital de giro e despesas com juros ajudam a explicar a resposta da produção industrial a um choque monetário. Eles argumentam que setores mais intensos em capital de giro possuem uma resposta da produção mais negativa a um choque monetário contracionista, o que é favorável à existência do canal de custo. Um problema dessa abordagem é a utilização do VAR para identificar o choque monetário, pois, conforme já mencionado, o VAR está sujeito a um conjunto de informação limitado e, portanto, é potencialmente mal especificado (Sims (1992)).

Outro ramo da literatura procura evidências do canal de custo analisando uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana (NKPC) aumentada, isto é, a expressão para a dinâmica da inflação considera que o custo marginal das firmas depende também da taxa de juros. A NKPC é estimada por GMM à la Galí e Gertler (1999). Utilizando dados da economia norte-americana, Ravenna e Walsh (2006) encontram evidências favoráveis ao canal de custo. Os autores encontram também uma implicação de política monetária ótima sob existência desse canal. Eles mostram que o canal de custo é capaz de gerar endogenamente um *trade-off* entre estabilidade da inflação e estabilidade do hiato do produto. Chowdhury et al. (2006) adotam uma estratégia semelhante para analisar a existência do canal de custo em outros países e os resultados

são inconclusivos. Em alguns países o canal de custo está presente, porém em outros não. Já Gabriel et al. (2008) utilizam um estimador GMM mais robusto e não encontram indícios do canal de custo. Esses artigos estão sujeitos às críticas usualmente feitas ao GMM (Mavroeidis (2005)), ou seja, viés em pequena amostra e não-robustez ao conjunto de instrumentos (instrumentação fraca).

A última corrente da literatura utiliza modelos DSGE com rigidez nominal para investigar a existência do canal de custo. Nesses modelos o canal de custo é introduzido através de uma restrição de *cash-in-advance* nos fatores de produção, ou seja, as firmas precisam financiar seus fatores de produção através de intermediários financeiros antes de receber as receitas de vendas. Christiano et al. (2005) estimam esse modelo minimizando a distância entre as IRFs do modelo e as IRFs empíricas de um VAR. A presença do canal de custo é fundamental para os resultados desses autores, especialmente para explicar a inércia da inflação a um choque monetário. Já Rabanal (2007) estima um modelo semelhante por métodos Bayesianos e não encontra indícios do canal de custo a ponto da transmissão da política monetária pelo lado da oferta dominar o lado da demanda e gerar o *puzzle*. O autor aponta que o método empregado por Christiano et al. (2005), que minimiza a distância entre as IRFs do VAR e do modelo, força os parâmetros estimados a refletirem o *price puzzle* presente no VAR.

Essa dissertação também se relaciona com a literatura que estuda o efeito da política monetária em índices de preço desagregados. Balke e Wynne (2007) estudam o impacto de um choque monetário nos preços relativos entre os diferentes setores. A mudança nos preços relativos seria uma fonte de não neutralidade da moeda. Os autores identificam as respostas dos índices desagregados adicionando os índices setoriais (um índice por vez) em VARs com variáveis agregadas. Utilizando um FAVAR, Boivin et al. (2009) avaliam o efeito da taxa de juros sobre índices desagregados. Os autores estão interessados em investigar outro *puzzle* que surge da inércia do nível de preços agregado a um choque monetário, enquanto os índices de preço desagregados variam bastante. Através do FAVAR, eles conseguem decompor a inflação setorial em um termo gerado por fatores agregados e um termo idiossincrático. Assim, os autores demonstram que os índices de preço setoriais são rígidos a choques macroeconômicos e monetários, porém flexíveis a choques setoriais. Baumeister et al. (2011) introduzem um FAVAR com variação nos coeficientes ao longo do tempo para analisar a mudança nos preços relativos gerada pela política monetária. Os autores encontram grande heterogeneidade *cross-section* nas IRFs dos preços desagregados, incluindo alguns setores com *price puzzle*, e exploram um modelo DSGE multisetorial para analisar os resultados empíricos. Eles concluem

que o canal de custo ajudaria a explicar o aumento do nível de preços no curto prazo que é observado em alguns setores.

Nesse contexto, a contribuição desse trabalho é empregar o FAVAR para identificar o choque monetário em índices de preços desagregados usando um conjunto de informação mais rico que o VAR, conforme Boivin et al. (2009). Posteriormente, essas respostas são relacionadas a dados contábeis do setor industrial que evidenciariam a existência do canal de custo. O principal ponto é investigar se o método utilizado na identificação do choque monetário altera a evidência do canal de custo. Portanto, são comparados resultados de três especificações: FAVAR com fatores extraídos de indicadores macroeconômicos e dados desagregados (FAVAR completo), FAVAR com fatores extraídos apenas de indicadores macroeconômicos (FAVAR incompleto) e um VAR usual à la Balke e Wynne (2007) e Barth III e Ramey (2002). Esse exercício permite avaliar a sensibilidade da evidência do canal de custo ao conjunto de informação explorado na estimação. Conforme Sims (1992) e Bernanke et al. (2005) relatam, o VAR utiliza um conjunto de informação irrealista. Outro ponto importante levantado por Boivin et al. (2009) relata que a estimação do FAVAR apenas com indicadores macroeconômicos apresenta um pequeno *price puzzle*. Esse último fato sugere que existe informação relevante para identificação do choque monetário nos dados desagregados. Daí vem a motivação para comparar os resultados do FAVAR incompleto, que possui apenas séries agregadas no conjunto de informação, com o FAVAR completo, que inclui também séries desagregadas. Outra questão abordada nesse artigo se refere à evolução da relevância do canal de custo ao longo do tempo. Barth III e Ramey (2002) sugerem que o canal de custo perdeu força no período pós-Volcker (83-00) devido à desregulamentação financeira, isto é, as firmas encontraram outras fontes de financiamento e a taxa de juros teria deixado de ser um custo tão determinante. Baumeister et al. (2011) também apontam que a quantidade de índices de preço desagregados que apresentam *price puzzle* diminuiu após os anos 80. Assim, utilizando amostras iniciadas em diferentes instantes no tempo, esse trabalho avalia a evolução do canal de custo observando a *cross-section* das repostas setoriais associadas aos dados contábeis.

As vantagens da abordagem utilizada nesse artigo em relação aos trabalhos já existentes na literatura estão ligadas ao método econométrico FAVAR, que permite explorar um conjunto de informação maior, e à utilização de dados desagregados. O FAVAR foi introduzido por Bernanke et al. (2005) e possui duas etapas. O primeiro passo, seguindo a metodologia adotada em Stock e Watson (2002), é resumir o conteúdo de diversas séries macroeconômicas em poucos fatores comuns que são capazes de representar o estado geral da

economia. A segunda etapa do processo consiste em utilizar esses fatores comuns em um VAR convencional para estimar as respostas dinâmicas das séries a um choque monetário. Enquanto o VAR não possibilita a utilização de um grande número de variáveis devido ao problema de graus de liberdade (maldição da dimensionalidade), o FAVAR sumariza o conteúdo das séries em fatores comuns. Nesse artigo o conjunto de informação contém, além de indicadores da conjuntura macroeconômica, índices de preços desagregados. Outra vantagem do FAVAR em relação ao VAR é a obtenção das IRFs de todas as variáveis do conjunto de informação, que em geral é muito maior que o conjunto utilizado no VAR. Quanto ao nível de agregação utilizado, os dados desagregados permitem uma análise mais profunda dos mecanismos de transmissão de política monetária do que as variáveis agregadas. Devido à riqueza dos dados contábeis no nível desagregado e às estatísticas descritivas dos setores, é possível utilizar um maior número de controles nas regressões *cross-section*.

Os resultados obtidos indicam que, ao considerar um conjunto de informação mais rico, a evidência favorável ao canal de custo presente em Barth III e Ramey (2002) se inverte. Assim, quando consideramos o FAVAR completo, um setor industrial mais intenso em capital de giro apresenta uma variação dos preços mais negativa ao choque monetário contracionista. É interessante notar que essa inversão do resultado de Barth III e Ramey (2002) não se mantém quando consideramos o FAVAR incompleto ou o VAR. Essas especificações encontram evidências da presença do canal de custo. Porém, conforme apontado em Boivin et al. (2009), essas duas últimas especificações estão sujeitas ao *price puzzle*, o que indica que a evidência favorável ao canal de custo encontrada nesses casos é, na verdade, fruto da má identificação do choque monetário. Por outro lado, as conclusões dessa dissertação concordam com Barth III e Ramey (2002) quanto à perda de relevância do canal de custo ao longo do tempo. A evidência oposta ao canal de custo no FAVAR completo se torna mais significativa em períodos mais recentes, enquanto as evidências favoráveis ao canal de custo presentes no FAVAR incompleto e no VAR perdem significância estatística.

A evidência encontrada indica que, mesmo considerando apenas os canais do lado da oferta, outros mecanismos de transmissão que atuam sobre o capital de giro das firmas parecem dominar o canal de custo. Boivin et al. (2011) cita que assimetrias de informação no mercado de crédito poderiam levar à correlação negativa entre ajuste de preço setorial a um choque monetário contracionista e capital de giro, conforme reportado nos resultados. Outra explicação possível seria o ajuste dos estoques das firmas em resposta à retração da demanda causada pelo aumento da taxa de juros. Firmas com estoques

elevados (alto capital de giro) têm incentivos a baixar os preços em decorrência do desaquecimento da demanda.

Além desta introdução, o trabalho está dividido da seguinte maneira. O capítulo 2 aborda a metodologia adotada no artigo, isto é, introduz o modelo FAVAR, relata como é feita sua estimação e apresenta as regressões *cross-section* que relacionam as IRFs obtidas do FAVAR com dados contábeis. O capítulo 3 apresenta os dados, suas fontes e transformações. O capítulo 4 relata os resultados. Primeiro compara as diferentes especificações em relação ao *price puzzle* em índices de preço desagregados, depois analisa as regressões *cross-section* em cada método em busca de evidências do canal de custo e, por último, analisa a evolução do canal de custo ao longo do tempo. O capítulo 5 avalia a robustez dos resultados em relação a número de fatores e *lags* do FAVAR, a mapeamento entre dados contábeis e IRFs de preços desagregados e a dados utilizados. O capítulo 6 comenta possíveis explicações teóricas para as evidências empíricas relatadas. O capítulo 7 conclui.

2

Metodologia

Conforme já mencionado no capítulo 1, o FAVAR foi introduzido por Bernanke et al. (2005) e se baseia em resumir um grande conjunto de informação em poucos fatores comuns. As vantagens do FAVAR em relação ao VAR são: utilização de um conjunto de informação mais representativo daquele usado pelos Bancos Centrais, possibilidade de tratar conceitos econômicos, por exemplo “nível de preços”, como fatores latentes com vários indicadores e estimação das respostas dinâmicas de diversas variáveis. A idéia consiste em, primeiro, extrair fatores comuns de uma extensa base de dados contendo indicadores macroeconômicos. No FAVAR completo a base de dados inclui também séries desagregadas. Esses fatores comuns representam as condições gerais da economia. Em uma segunda etapa os fatores comuns são incluídos em um VAR convencional e, considerando a taxa de juros como um dos fatores, é possível identificar a resposta a choques monetários.

Suponha inicialmente que a economia é determinada por um vetor \mathbf{C}_t de componentes comuns que afetam todas as variáveis do conjunto de informação. Como um dos objetivos desse artigo é estudar o impacto de um choque monetário, a taxa de juros R_t é incluída em \mathbf{C}_t . Assim, R_t é um fator observável e possui efeito sobre todas as séries do banco de dados. Os outros membros de \mathbf{C}_t são fatores não-observáveis armazenados no vetor \mathbf{F}_t de dimensão $K \times 1$. Os fatores latentes \mathbf{F}_t , em conjunto com R_t , determinam a conjuntura macroeconômica e podem ilustrar conceitos como “atividade econômica” e “nível geral de preços” ou ser uma combinação de diversas variáveis.

Suponha também que a dinâmica conjunta de \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

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

e $\Phi(L)$ é um polinômio finito de ordem d que pode conter restrições assim como na literatura de VAR estrutural. O termo de erro \mathbf{v}_t possui média zero e matriz de covariância \mathbf{Q} .

A equação (2-1) é um VAR em \mathbf{C}_t e Bernanke et al. (2005) se referem a ela como *factor augmented vector autoregression*. Não é possível estimá-la diretamente, pois os fatores \mathbf{F}_t não são observáveis. No entanto, interpretando os fatores como variáveis que representam o ambiente macroeconômico, é

possível inferir algo a respeito deles a partir de dados de diversos indicadores econômicos. Considere o vetor \mathbf{X}_t de dimensão $N \times 1$ de variáveis observadas que contém diversos indicadores macroeconômicos, como índices de preço, produção industrial, agregados monetários, etc. Suponha que $N \gg K + 1$ e que as séries informacionais em \mathbf{X}_t estão relacionadas com \mathbf{C}_t pela seguinte equação de observação:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{\Lambda} \mathbf{C}_t + \mathbf{e}_t, \quad (2-2)$$

onde $\mathbf{\Lambda}$ é uma matriz $N \times (K+1)$ e o termo de erro \mathbf{e}_t é um vetor $N \times 1$ de média zero e não correlacionado com \mathbf{C}_t . O termo \mathbf{e}_t pode apresentar correlação serial e ser “fracamente” correlacionado na *cross section* (Stock e Watson (2002)).

A equação (2-2) ilustra como o fator observável (R_t) e os fatores não-observáveis (\mathbf{F}_t) determinam as condições gerais da economia. Note que o fato de \mathbf{X}_t não depender de variáveis defasadas de \mathbf{F}_t não implica que \mathbf{X}_t é função apenas de valores correntes, pois \mathbf{F}_t pode incluir defasagens dos fatores fundamentais. Por esta razão Stock e Watson (1998) se referem à equação (2-2) como *dynamic factor model* (DFM).

A estimação das equações (2-1) e (2-2) se dá através do método *two-step principal components*. Esse método é semelhante ao utilizado em Stock e Watson (2002) para fazer previsões. Na primeira etapa K componentes principais são extraídos de \mathbf{X}_t . Conforme mostrado em Stock e Watson (2002), quando N é suficientemente grande e o número de componentes principais utilizado é maior ou igual ao verdadeiro número de fatores, os componentes principais recuperam consistentemente o espaço gerado pelos fatores. Como os K fatores não-observáveis estimados no primeiro passo são combinações lineares arbitrárias dos elementos de \mathbf{X}_t , é necessário remover a parcela desses fatores que é gerada por R_t (fator observável). Boivin et al. (2009) sugerem um processo iterativo para a remoção¹. Esse método garante que os fatores latentes estimados ($\hat{\mathbf{F}}_t$) após o processo iterativo representam componentes comuns dos elementos de \mathbf{X}_t que não são gerados pela taxa de juros (R_t). Os fatores latentes estimados ($\hat{\mathbf{F}}_t$) e a taxa de juros observada (R_t) definem o vetor de componentes comum (\mathbf{C}_t) que é empregado na expressão 2-2. Após a determinação do vetor \mathbf{C}_t os *factor loadings* $\mathbf{\Lambda}$, que representam a relação entre \mathbf{C}_t e as variáveis informacionais \mathbf{X}_t , são estimados por MQO. No segundo passo a equação (2-1) é estimada como um VAR convencional com $\hat{\mathbf{F}}_t$ no lugar de \mathbf{F}_t . O choque monetário é identificado através da decomposição de Cholesky. Note que nessa identificação, apesar dos fatores latentes \mathbf{F}_t não reagirem contem-

¹Partindo dos K componentes principais estimados no primeiro passo $\mathbf{F}_t^{(0)}$: (i) regressar \mathbf{X}_t em $\mathbf{F}_t^{(0)}$ e R_t , obtendo o coeficiente $\hat{\lambda}_R^{(0)}$ em R_t ; (ii) calcular $\tilde{\mathbf{X}}_t^{(0)} = \mathbf{X}_t - \hat{\lambda}_R^{(0)} R_t$; (iii) estimar $\mathbf{F}_t^{(1)}$ como os K componentes principais de $\tilde{\mathbf{X}}_t^{(0)}$; e (iv) repetir (i) - (iii) diversas vezes.

poraneamente a um choque monetário, os *factor loadings* Λ permitem que as variáveis do conjunto de informação \mathbf{X}_t se alterem no mesmo período do choque monetário. O método de *two-step principal components* tem a vantagem de ser computacionalmente simples e fácil de implementar. Também impõe poucas restrições de distribuição e permite algum grau de correlação *cross section* do termo de erro idiossincrático.

Após identificar a resposta do vetor \mathbf{C}_t a um choque monetário, é possível determinar as IRFs das variáveis em \mathbf{X}_t através dos *factor loadings* Λ e da expressão 2-2. Como o objetivo desse trabalho é verificar se as respostas de índices de preço de setores industriais (contidos em \mathbf{X}_t) se relacionam com dados contábeis, são criadas medidas de variação das IRFs a um choque monetário. As medidas de variação das IRFs utilizadas são:

$$\text{Valor instantâneo: } \Delta IRF_{it}^{inst} = \Delta p_{it}\% \quad (2-3)$$

$$\text{Valor médio acumulado: } \Delta IRF_{it}^{accum} = \sum_t \frac{\Delta p_{it}\%}{t}, \quad (2-4)$$

onde Δp_{it} representa a variação percentual do nível de preço do setor industrial i no instante t em relação ao preço vigente no período anterior ao choque monetário.

A *cross-section* de variação das IRFs é explorada para investigar a relação entre resposta a um choque monetário e dados contábeis. Portanto, são feitas regressões onde a variável dependente são as medidas de variação das IRFs setoriais e os regressores representam variáveis contábeis ligadas ao canal de custo:

$$\Delta IRF_{it} = \alpha_{it} + \beta_t \mathbf{x}_i + \varepsilon_{it}, \quad (2-5)$$

onde \mathbf{x}_i é um vetor que, além de conter variáveis contábeis associadas ao canal de custo, inclui também controles para a regressão. Como existe uma *cross-section* de respostas ao choque monetário para cada período da IRF, a estratégia adotada vai ser estimar a regressão 2-5 período a período da IRF para avaliar quanto tempo após o choque monetário o canal de custo é mais ou menos relevante. Vale ressaltar que em um VAR, segundo Christiano et al. (1999) e Bernanke et al. (2005), a resposta positiva do nível de preço a um aumento da taxa de juros possui amplitude máxima cerca de um ano após o choque monetário.

3 Dados

Nos capítulos 1 e 2 foi visto que uma das vantagens do FAVAR é a utilização de um grande número de variáveis. Nesse artigo o banco de dados consiste em um painel desbalanceado de 687 séries¹ mensais com indicadores macroeconômicos e dados desagregados da economia norte-americana, das quais 629 vão de jan/1983 até jun/2008 e a outras 58 vão de dez/2003 até jun/2008. Além disso, todas as séries foram transformadas para induzir estacionariedade. A necessidade do painel desbalanceado surgiu da limitação dos dados disponíveis. A associação entre dados contábeis e índices de preço desagregados só foi possível a partir de dez/2003, quando a maior parte dos índices de preço dos setores industriais associados a dados contábeis começaram a ser reportados. A determinação do período inicial em jan/1983 foi baseada no *Great Moderation*, isto é, a partir de meados dos anos 80 a volatilidade das variáveis agregadas macroeconômicas caiu, possivelmente devido a mudanças estruturais e institucionais. Além disso, essa mesma data inicial também foi empregada por Barth III e Ramey (2002). O período final escolhido, jun/2008, deve-se ao *Zero Lower Bound*. No final de 2008 a *Federal Funds Rate* se aproxima de 0 e, como as outras variáveis do conjunto \mathbf{X}_t continuam a se alterar, a identificação do choque monetário nesse período seria prejudicada.

A base que contém as 629 séries que vão de jan/1983 até jun/2008 foi construída de forma análoga a Boivin et al. (2009). São ao todo 104 indicadores macroeconômicos². Esses indicadores incluem séries sobre produção industrial, emprego, taxa de juros, índices de preço, variáveis financeiras, etc.

Os dados desagregados consistem no *Personal Consumption Expenditure* (PCE) para índices ao consumidor e no *Producer Price Index* (PPI) para índices ao produtor e sofreram mudanças metodológicas desde a publicação de Boivin et al. (2009). No entanto, apesar da mudança, foi adotada a mesma estratégia de Boivin et al. (2009) na inclusão das séries na base. Partindo do nível de maior desagregação do PCE, foram mantidas na base apenas as séries que não apresentaram *missing values*. Em caso de *missing value*, para considerar todas as categorias de consumo e evitar repetições, foram removidas todas as séries da mesma categoria e incluída a série correspondente do nível

¹Além dessas 687 séries, o capítulo 5 analisa a robustez dos resultados utilizando os mesmos dados empregados por Barth III e Ramey (2002)

²Não foi possível encontrar 7 séries utilizadas por Boivin et al. (2009).

Tabela 3.1: Classificação das séries do conjunto \mathbf{X}_t

| # | Categoria | # de Séries |
|--------------|--------------------------------|-------------|
| 1 | Agregados monetários e crédito | 7 |
| 2 | Estoques e Vendas | 5 |
| 3 | Índices de preço | 15 |
| 4 | Mercado imobiliário | 6 |
| 5 | Outros | 1 |
| 6 | Produção industrial | 16 |
| 7 | Salário e Emprego | 30 |
| 8 | Taxas de câmbio | 4 |
| 9 | Taxas de juros | 15 |
| 10 | Variáveis financeiras | 5 |
| 11 | Índices de consumo do PCE | 191 |
| 12 | Índices de preço do PCE | 191 |
| 13 | Índices de preço do PPI | 143 |
| Total | | 629 |

de agregação exatamente acima. Ao final desse processo restaram 187 séries desagregadas do PCE (contra 190 presentes em Boivin et al. (2009)). A essas séries desagregadas foram adicionados 4 agregados do PCE: total, duráveis, não-duráveis e serviços. Além dos índices de preço, são incluídos também índices de consumo real do PCE, o que resulta em 382 séries do PCE no total.

A inclusão dos índices de preço ao produtor³ seguiu uma metodologia semelhante. Conforme Boivin et al. (2009) foram adicionadas as séries de preço desagregadas do PPI correspondentes a 6-7 dígitos do NAICS⁴. Novamente o processo para evitar repetição de séries foi adotado e restaram 143 índices de preço ao produtor desagregados (contra 154 presentes em Boivin et al. (2009)).

Os 104 indicadores macroeconômicos em conjunto com os 382 índices do PCE e os 143 índices desagregados do PPI formam o conjunto \mathbf{X}_t do qual são extraídos os fatores \mathbf{F}_t utilizados na equação 2-1. No caso do FAVAR incompleto os fatores \mathbf{F}_t são extraídos da base com os 104 indicadores macroeconômicos. Todas essas séries estão classificadas na tabela 3.1 e abrangem todo período entre jan/1983 e jun/2008.

As 58 séries restantes da base de dados vão de dez/2003 até jun/2008 e correspondem a índices de preço desagregados do PPI 3-4 dígitos do NAICS. Na estimação das IRFs desses 58 índices são utilizados os fatores \mathbf{F}_t extraídos

³Apesar do nome ligeiramente ambíguo, índices de preço ao produtor se referem ao preço praticado pelo próprio produtor.

⁴NAICS (*North American Industry Classification System*) é um sistema norte-americano de classificação do setor industrial. Quanto maior o número de dígitos, maior o nível de desagregação.

do painel balanceado (\mathbf{X}_t) entre jan/1983 e jun/2008. A amostra dos fatores entre dez/2003 e jun/2008 é usada na equação 2-2 para determinar os *factor loadings* Λ dos 58 índices do PPI 3-4 dígitos do NAICS. Após a determinação dos *factor loadings* dos índices PPI 3-4 dígitos do NAICS, é possível identificar as respostas dos mesmos a um choque monetário. Esse procedimento é adotado porque os dados contábeis estão disponíveis apenas para o nível de agregação 3-4 dígitos do NAICS. Como a maioria dos índices desagregados do PPI referentes a 3-4 dígitos do NAICS são reportados apenas a partir de dez/2003, é necessário empregar um painel desbalanceado. Note que a exclusão das 58 séries do PPI 3-4 dígitos do NAICS do conjunto de informação X_t não deve interferir na estimação dos fatores F_t , pois os índices PPI 3-4 dígitos NAICS são combinações dos índices PPI 6-7 dígitos NAICS incluídos em X_t . Portanto, os índices de 3-4 dígitos do NAICS formam um subespaço do espaço gerado pelas séries do PPI 6-7 dígitos do NAICS.

Os dados contábeis foram retirados da pesquisa *Quarterly Financial Report* (QFR) que é conduzida pelo *U.S. Census Bureau* e também é utilizada na literatura relacionada (Barth III e Ramey (2002) e Dedola e Lippi (2005)). Esta pesquisa fornece estatísticas agregadas dos resultados financeiros das firmas americanas. Baseados em uma pesquisa amostral, são reportados dados de balanço de 52 setores industriais na classificação de 3-4 dígitos do NAICS. Assim, as informações tendem a ser representativas do setor. A periodicidade dos dados é trimestral e as séries vão desde 2000Q4 até 2011Q4. As variáveis contábeis empregadas na equação 2-5 não variam muito ao longo do tempo e, portanto, serão utilizados valores médios nas regressões *cross-section*. A associação entre índices de preço, 58 índices PPI 3-4 dígitos do NAICS, e dados contábeis, 52 setores no QFR, permite gerar uma *cross-section* com 25 observações em um mapeamento utilizando apenas o código 3-4 dígitos do NAICS, ou seja, não há nenhuma arbitrariedade nessa associação.

O *U.S. Census Bureau* também fornece alguns dados que serão utilizados como controle na regressão 2-5. Em particular, a pesquisa *Statistics of U.S. Businesses* de 2010 apresenta informações sobre número de trabalhadores e quantidade de firmas por setor industrial e permite calcular o tamanho médio das firmas. A pesquisa *Concentration Ratios* de 2007 mostra o grau de concentração da receita de um setor nas maiores firmas.

4

Resultados

Os resultados desse trabalho podem ser divididos em três partes. A primeira gera as respostas das séries de preço desagregadas a um choque monetário para estudar a existência do *price puzzle* sob diferentes conjuntos de informação explorados na estimação. A segunda etapa relaciona as IRFs dos preços a dados contábeis do setor em busca de evidências do canal de custo. Por último, são utilizadas diferentes amostras para analisar se a relevância do canal de custo se alterou nos períodos mais recentes. Em cada parte é ressaltada a diferença causada pelas três especificações: FAVAR completo, FAVAR incompleto e um VAR usual.

4.1

Respostas dos índices desagregados a um choque monetário

O aumento do nível de preços no curto prazo após um choque monetário contracionista é uma das principais evidências apontadas por Barth III e Ramey (2002) a favor do canal de custo. Os autores argumentam que, se a política monetária é transmitida também via canal de custo, então o *price puzzle* não seria um *puzzle*, mas sim o canal de transmissão operando pelo lado da oferta dominando no curto prazo os efeitos do lado da demanda. A idéia nesta seção é verificar se, abordando a crítica de Sims (1992) e considerando um conjunto de informação mais rico através do FAVAR, o *price puzzle* e, conseqüentemente, a evidência favorável ao canal de custo se mantêm.

No FAVAR, as equações 2-1 e 2-2 implicam a seguinte relação para os índices de preços desagregados:

$$\pi_{it} = \lambda_i' \mathbf{C}_t + e_{it}, \quad (4-1)$$

onde π_{it} representa a inflação mensal. Note que, apesar de \mathbf{C}_t ser comum a todas as séries, o vetor λ_i é específico de cada setor e, portanto, os índices podem reagir de formas diferentes ao componente comum \mathbf{C}_t . Assim, após identificar o choque monetário em \mathbf{C}_t por Cholesky, é gerada uma gama heterogênea de respostas dos setores através dos diferentes λ_i . Na especificação do FAVAR foram adotados os mesmos números de fatores latentes (K) e de *lags* (q) utilizados por Boivin et al. (2009), assim $K = 5$ e $q = 13$ ¹.

O VAR empregado na comparação segue aproximadamente a linha de Balke e Wynne (2007) e Barth III e Ramey (2002). As variáveis macroeconômicas

¹A robustez dos resultados ao número de *lags* e fatores será abordada posteriormente.

micas agregadas utilizadas no VAR são: produção industrial total (IP), índice de preço agregado (PCE), índice de preço de *commodities* ($PCOM$), agregado monetário ($M2$) e taxa de juros (FFR). A esses indicadores macroeconômicos são adicionados, separadamente em cada VAR, os índices de preço desagregados do setor industrial (PPI_i). Supondo que os índices desagregados não afetam as variáveis macroeconômicas, podemos escrever o VAR, para cada setor industrial i , da seguinte forma:

$$\mathbf{Y}_t = \Psi(L)\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{u}_t, \quad (4-2)$$

onde

$$\mathbf{Y}'_t = [IP_t, PCE_t, PCOM_t, M2_t, FFR_t, PPI_{it}]$$

$$\Psi(L) = \begin{bmatrix} \Psi(L)_{5 \times 5}^{1,1} & \mathbf{0}_{5 \times 1} \\ \Psi(L)_{1 \times 5}^{2,1} & \Psi(L)_{1 \times 1}^{2,2} \end{bmatrix}$$

A ordem do VAR, estimada por critérios de informação, é igual a 3 e a identificação do choque monetário é feita por decomposição de Cholesky. Devido à ordenação das variáveis adotadas em \mathbf{Y}_t , assim como no FAVAR, os índices de preço desagregados podem reagir contemporaneamente à taxa de juros.

Na análise do *price puzzle* nas séries desagregadas não há necessidade de fazer a associação entre as respostas dos índices de preço e os dados contábeis. Portanto, é explorada a amostra maior dos 143 setores industriais (PPI 6-7 dígitos do NAICS) e das 187 séries desagregadas de preço ao consumidor (PCE).

A figura 4.1 ilustra as respostas dos índices desagregados a um choque monetário contracionista de 25 pontos base. Nota-se em todos os métodos de estimação a grande heterogeneidade das IRFs dos setores. Em relação aos índices, o PPI é mais sensível à taxa de juros e apresenta uma queda mais acentuada que o PCE. A tabela 4.1 mostra o efeito do choque após 12 períodos e permite uma comparação mais detalhada entre os índices e entre os métodos. Segundo a literatura que aborda o VAR (Bernanke et al. (2005) e Christiano et al. (1999)), esse seria o período no qual uma resposta positiva dos preços a um choque contracionista em um VAR ocorreria com maior força, ou seja, período onde o *puzzle* é mais forte. A diferença das respostas dos índices aqui também é evidente. A reação do PPI ao choque monetário contracionista é mais negativa em qualquer método e o PCE chega a apresentar um deflator positivo no caso do VAR. Logo, o PCE é mais suscetível ao *price puzzle* que o PPI.

O método de estimação também parece influenciar na identificação

das IRFs das séries desagregadas ao choque monetário. O VAR apresenta claramente uma resposta do nível de preços mais positiva (menos negativa) a um aumento da taxa de juros e possui um maior número de setores sujeitos ao *price puzzle*. A diferença entre o FAVAR completo e o FAVAR incompleto é mais sutil. Quando passamos de um método para o outro, o percentual de setores com aumento do nível de preços após um choque contracionista cai de 55,6% para 47,6% no caso do PCE e de 33,6% para 22,4% no caso do PPI. Também é possível notar que, apesar da resposta média do PCE desagregado ser semelhante nos dois métodos, a IRF média do PPI desagregado é consideravelmente mais negativa no FAVAR completo (-0,27% contra -0,19%). Portanto, quanto maior o conjunto de informação explorado na estimação, menor é a ocorrência do *price puzzle* e, assim, menor a evidência do canal de custo.

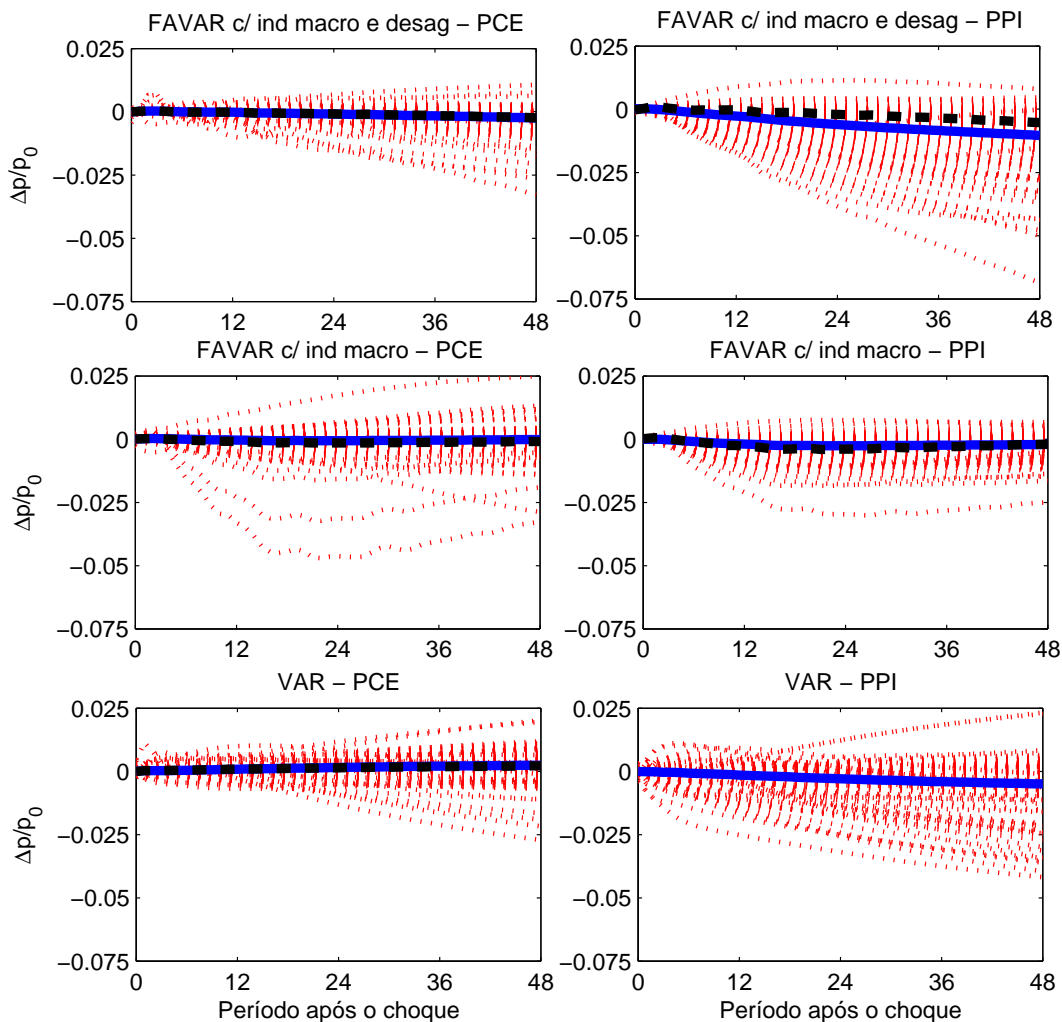


Figura 4.1: IRFs dos índices desagregados para amostra jan/83-jun/08. Índices setoriais: linhas pontilhadas. Média dos índices setoriais (não-ponderado): linha contínua. Índice agregado: linha tracejada

Tabela 4.1: Estatísticas das respostas dos índices a um choque monetário

| | $\Delta p\%$ médio | %setores com $\Delta p > 0$ |
|-------------------------------------|--------------------|-----------------------------|
| <i>PCE desagregado: 187 setores</i> | | |
| FAVAR completo | -0.02 | 47.6 |
| FAVAR incompleto | -0.04 | 55.6 |
| VAR | 0.08 | 76.5 |
| <i>PPI desagregado: 143 setores</i> | | |
| FAVAR completo | -0.27 | 22.4 |
| FAVAR incompleto | -0.19 | 33.6 |
| VAR | -0.15 | 50.3 |

4.2

Canal de custo na *cross-section*

A heterogeneidade *cross-section* das respostas das séries desagregadas ao choque monetário (figura 4.1) possibilita uma análise mais profunda dos canais de transmissão da política monetária, já que a utilização de séries desagregadas fornece um maior número de controles nas regressões *cross-section*. Adotando essa estratégia, Barth III e Ramey (2002) identificam um choque monetário por VAR e relacionam as IRFs dos índices de preço de 14 setores industriais a suas variáveis contábeis. Os autores encontram uma correlação positiva entre aumento do nível de preços setorial e despesas com juros, o que corrobora a transmissão da política monetária via canal de custo. Em um artigo semelhante, Dedola e Lippi (2005) estudam o efeito da taxa de juros sobre produção industrial analisando vários setores em diferentes países. Eles mostram, também através de um VAR, que intensidade de capital de giro do setor é estatisticamente significativa no ajuste da produção setorial a um choque monetário. Segundo esse artigo, setores mais intensos em capital de giro apresentam uma redução mais acentuada da produção industrial e, assim, o canal de custo seria relevante na transmissão da política monetária. Nesse contexto, o objetivo dessa seção é investigar a existência do canal de custo explorando a heterogeneidade *cross-section* das diferentes especificações: FAVAR completo e incompleto e VAR convencional. Conforme visto, o FAVAR utiliza um conjunto de informação mais rico que o VAR e, além de eliminar o *price puzzle* no índice agregado (Bernanke et al. (2005) e Boivin et al. (2009)), reduz consideravelmente o *puzzle* setorial (tabela 4.1). A idéia é observar se, utilizando o FAVAR, a evidência favorável ao canal de custo encontrada por Barth III e Ramey (2002) e Dedola e Lippi (2005) se mantém.

O capital de giro possui um papel central na transmissão da política monetária via canal de custo. Segundo essa teoria, o capital de giro seria um insumo das firmas e a taxa de juros seria seu custo, sendo custo efetivo,

caso esse capital seja financiado internamente, ou custo de oportunidade, se os fundos forem internos. Duas variáveis contábeis² que estão intimamente ligadas ao canal de custo são: despesas com juros e capital de giro. Elas também foram utilizadas na literatura relacionada (Barth III e Ramey (2002) e Dedola e Lippi (2005)) e são divulgadas pela pesquisa *Quarterly Financial Report* por setor industrial (3-4 dígitos do NAICS). Portanto, intensidade de capital de giro e despesas com juros são as variáveis de interesse na regressão *cross-section* 2-5 para avaliar a relevância do canal de custo. Caso o canal de custo realmente seja relevante, setores mais intensos em capital de giro ou com mais despesas com juros tenderiam a apresentar uma resposta dos preços mais positiva (menos negativa) a um choque monetário contracionista. Na regressão 2-5, seguindo Dedola e Lippi (2005), capital de giro foi normalizado por passivo total e, conforme Barth III e Ramey (2002), despesas com juros foram normalizadas por receita líquida.

Os controles utilizados na regressão 2-5 são os mesmos empregados por Dedola e Lippi (2005) e Boivin et al. (2009) e visam corrigir um possível viés na estimação. Tamanho de firma (*firmsize*) é uma *proxy* para a capacidade de obtenção de financiamento externo das firmas e representa o número médio de trabalhadores das firmas do setor. Já o grau de concentração (*invc4*) é uma *proxy* para a competitividade do setor e representa o inverso da fração da receita total do setor concentrada nas 4 maiores firmas. Também foram criadas *dummies* setoriais para controlar possíveis dinâmicas de preço diferentes. São consideradas três categorias: alimentos e têxteis (*d1*); papel, celulose e químicos (*d2*) e metalurgia, eletrônicos e máquinas (*d3*). Assim como em Boivin et al. (2009), a inflação setorial é decomposta (equação 4-1) em um termo comum ($\lambda'_i C_t$) e um termo idiossincrático (e_{it}). A volatilidade (*sd_ei*) e a persistência (*persist_ei*) do termo idiossincrático são utilizadas como controles na regressão. A volatilidade setorial é definida pelo desvio padrão de e_{it} ao longo do tempo. Já a persistência representa a soma dos coeficientes de um processo AR(2)³ adotado para o termo idiossincrático da inflação setorial. Um resumo das variáveis utilizadas na regressão 2-5 está na tabela 4.2.

A variável dependente utilizada na regressão 2-5 representa a variação do preço setorial a um choque monetário. Foram criadas duas medidas para as respostas dos preços dadas pelas expressões 2-3 e 2-4. Na regressão 2-5 essas medidas de variação são então associadas às variáveis contábeis e aos controles. Conforme já discutido no capítulo 3 o *Quarterly Financial Report* libera dados

²No capítulo 5 será testada também uma variável que retrata estoques das firmas.

³Em Boivin et al. (2009) foi considerado um AR(13), porém a ordem do AR definida por testes de autocorrelação nos dados é igual a 2. Além disso, as séries temporais das inflações setoriais entre dez/2003 e jun/2008 são curtas e inviabilizariam o AR(13).

Tabela 4.2: Resumo das variáveis da regressão *cross-section*

| # | Variável | Descrição |
|---|-------------------|--|
| 1 | <i>wkcp</i> | capital de giro / passivo total |
| 2 | <i>intexp</i> | despesas com juros / receita líquida |
| 3 | <i>invc4</i> | grau de concentração setorial |
| 4 | <i>firmsize</i> | tamanho médio das firmas |
| 5 | <i>d1</i> | <i>dummy</i> de alimentos e têxteis |
| 6 | <i>d2</i> | <i>dummy</i> de papel, celulose e químicos |
| 7 | <i>d3</i> | <i>dummy</i> de metalurgia, eletrônicos e máquinas |
| 8 | <i>sd_ei</i> | volatilidade do termo idiossincrático |
| 9 | <i>persist_ei</i> | persistência do termo idiossincrático |

financeiros de 52 setores industriais (3-4 dígitos do NAICS), enquanto o PPI fornece índices de preço de 58 setores (3-4 dígitos do NAICS) para o período entre dez/2003 e jun/2008. O mapeamento por código do NAICS entre as duas pesquisas permitiu a construção de uma *cross-section* de 25 setores industriais que será explorada na regressão 2-5. Essa associação foi denominada “QFR puro” em contraste com o outro mapeamento “QFR atribuído”⁴ que será utilizado no capítulo 5. A figura 4.2 compara as respostas a um choque monetário contracionista de três *cross-sections*: PPI 6-7 dígitos do NAICS, PPI 3-4 dígitos do NAICS e PPI-QFR puro. Nota-se que passando de uma amostra maior com um horizonte de tempo mais longo, 143 setores do PPI 6-7 dígitos no período entre jan/1983-jun/2008, para uma amostra menor e mais curta⁵, 58 setores do PPI 3-4 dígitos no período entre dez/2003-jun/2008, as IRFs continuam apontando para a redução do nível de preço na maior parte dos setores, enquanto o *price puzzle* ainda persiste em algumas séries. Outro ponto importante é que a amostra do PPI 3-4 dígitos com associação a dados contábeis (PPI-QFR puro) não parece sofrer viés de seleção, ou seja, a amostra PPI-QFR puro não elimina apenas setores sujeitos ao *price puzzle* e o padrão das respostas é semelhante ao PPI 3-4 dígitos.

Para investigar a existência do canal de custo, a regressão 2-5 (repetida na sequência por conveniência) foi executada sob diversas configurações diferentes:

$$\Delta IRF_{it} = \alpha_{it} + \beta_t \mathbf{x}_i + \varepsilon_{it}$$

- Regressão #1: $\mathbf{x} = [wkcp]$
- Regressão #2: $\mathbf{x} = [intexp]$

⁴O capítulo 5 traz os resultados de um mapeamento mais extenso, porém menos preciso, com 31 observações.

⁵A amostra dos índices desagregados vão de dez/2003-jun/2008, porém os fatores utilizados no FAVAR são extraídos do painel balanceado entre jan/1983 e jun/2008.

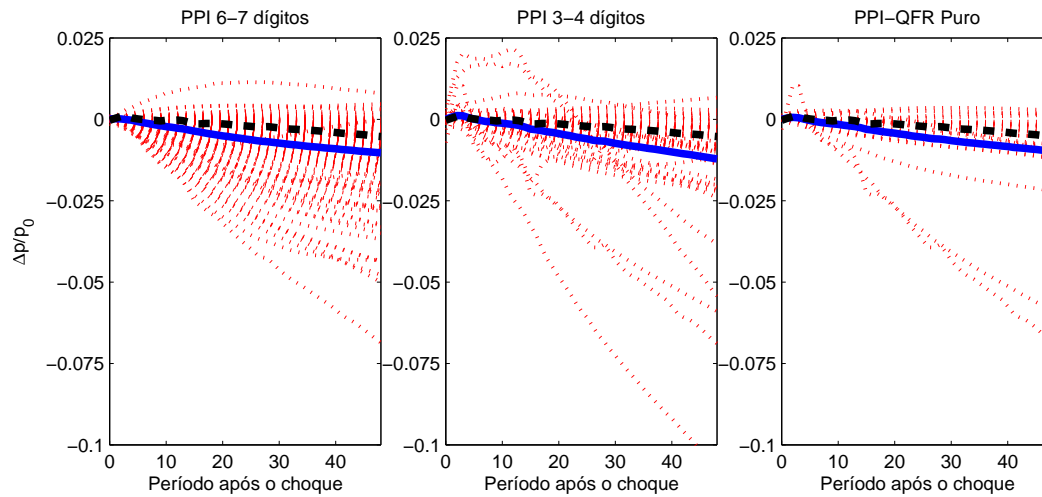


Figura 4.2: Robustez das IRFs dos índices desagregados. Índices setoriais: linhas pontilhadas. Média dos índices setoriais (não-ponderado): linha contínua. Índice agregado: linha tracejada

- Regressão #3: $\mathbf{x} = [wkcp; intexp]$
- Regressão #4: $\mathbf{x} = [wkcp; intexp; invc4; firmsize]$
- Regressão #5: $\mathbf{x} = [wkcp; intexp; d1; d2; d3]$
- Regressão #6: $\mathbf{x} = [wkcp; intexp; invc4; firmsize; d1; d2; d3]$
- Regressão #7: $\mathbf{x} = [wkcp; intexp; sd_ei; persist_ei]$
- Regressão #8: $\mathbf{x} = [wkcp; intexp; invc4; firmsize; d1; d2; d3; sd_ei; persist_ei]$,

onde as regressões 7 e 8 só são válidas nas estimações por FAVAR, pois a volatilidade e a persistência do termo idiossincrático não estão disponíveis no VAR.

Mais uma vez será ressaltada a diferença nos resultados das três especificações de identificação do choque monetário: FAVAR completo, FAVAR incompleto e VAR. O período escolhido é entre jan/1983 e jun/2008. Supondo que a relação entre os fatores e os índices de preço desagregados é a mesma na amostra entre jan/1983 e jun/2008 e na amostra de dez/2003 até jun/2008, é possível utilizar as séries do PPI-QFR puro entre dez/2003 e jun/2008 para estimar os *factor loadings* (Λ_i na expressão 4-1). Combinando os *factor loadings* com as respostas dos fatores entre jan/1983 e jun/2008 obtêm-se as repostas da *cross-section* PPI-QFR puro para o período entre jan/1983 e jun/2008. A identificação do choque monetário no VAR é semelhante. Os coeficientes que relacionam as variáveis agregadas (bloco $\Psi(L)_{5 \times 5}^{1,1}$ no sistema 4-2) são estimados através do painel balanceado entre jan/1983 e jun/2008 e os coeficientes da equação do índice de preço desagregado do PPI-QFR puro são determinados pelos dados entre dez/2003 e jun/2008. A utilização do painel desbalanceado

no VAR impossibilita a identificação do choque monetário por Cholesky e a solução encontrada foi restringir a reação simultânea entre a taxa de juros e as séries desagregadas. Na prática, devido às restrições de respostas contemporâneas, isso significa que o choque estrutural (\mathbf{u}_t) correspondente a um aumento de 25 pontos base na taxa de juros (FFR_t) no VAR representado em 4-2 é dado por $\mathbf{u}'_t = [0; 0; 0; 0; 0.25; 0]$. No entanto, é possível avaliar se as respostas dos índices setoriais no VAR ficam distorcidas ao se restringir as relações contemporâneas entre o choque monetário e a série setorial. As séries PPI 6-7 dígitos estão presentes no painel balanceado \mathbf{X}_t e podem ser incluídas tanto em um VAR com restrição de resposta contemporânea, quanto em um VAR identificado por Cholesky sem restrição de simultaneidade entre os índices setoriais e o choque monetário. O apêndice A apresenta as IRFs do VAR nas séries do PPI 6-7 dígitos nos dois casos e mostra que não há grandes diferenças nas respostas das séries desagregadas.

A regressão 2-5 é estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO) e os resultados das diferentes especificações estão nas tabelas 4.3, 4.4 e 4.5. A variável dependente é o valor médio acumulado da IRF (expressão 2-4) 12 meses após o choque monetário. Os valores obtidos evidenciam que, na estimação por FAVAR com dados agregados e desagregados (tabela 4.3), setores mais intensos em capital de giro (maior *wkcp*) reduzem mais (ou aumentam menos) os preços após um choque monetário contracionista. Esse resultado, além de não registrar a transmissão da política monetária via canal de custo, é totalmente oposto ao sugerido por essa teoria. O capítulo 6 aborda possíveis explicações para essa nova evidência. Ainda no FAVAR completo, a variável *intexp* apresenta uma correlação muito baixa quando comparada as correlações obtidas pelas outras especificações (tabelas 4.4 e 4.5) e não é estatisticamente significativa.

Os resultados do FAVAR incompleto são contrários aos do FAVAR completo. Nessa especificação há evidência favorável (tabela 4.4) ao canal de custo nas duas variáveis de interesse: intensidade de capital de giro (*wkcp*) e despesas com juros (*intexp*). A correlação entre ajuste de preço setorial e *wkcp* é positiva e chega a apresentar significância estatística na regressão #4. A evidência do canal de custo é mais robusta na variável *intexp*. Em todas as regressões o coeficiente é positivo e significativo, o que indica que setores onde as despesas com juros são mais altas aumentam mais (ou reduzem menos) o preço após um choque contracionista. Mesmo na regressão #8, onde são estimados 9 coeficientes com apenas 25 observações, a significância estatística persiste.

Quando a identificação do choque monetário é feita através do VAR os resultados não apresentam significância estatística (tabela 4.5). No entanto,

Tabela 4.3: Regressão *cross-section* para o FAVAR completo

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} |
| <i>wkcp</i> | -0.004 (0.002)* | | -0.004 (0.002)* | -0.004 (0.003) | -0.005 (0.003)* | -0.005 (0.003) | -0.005 (0.002)** | -0.004 (0.004) |
| <i>intexp</i> | | 0.016 (0.03) | 0.006 (0.03) | 0.007 (0.03) | 0.029 (0.03) | 0.029 (0.03) | -0.004 (0.02) | 0.008 (0.04) |
| <i>invc4</i> | | | | -0.001 (0.007) | | -0.001 (0.007) | | -0.003 (0.007) |
| <i>firmsize</i> | | | | 0.000 (0.000006) | | 0.000 (0.000007) | | 0.000 (0.000007) |
| <i>d1</i> | | | | | 0.002 (0.001) | 0.002 (0.001) | | 0.001 (0.002) |
| <i>d2</i> | | | | | 0.000 (0.001) | 0.000 (0.001) | | 0.000 (0.001) |
| <i>d3</i> | | | | | 0.001 (0.001) | 0.001 (0.001) | | 0.001 (0.001) |
| <i>sd_ei</i> | | | | | | | -0.071 (0.03)** | -0.060 (0.04) |
| <i>persist_ei</i> | | | | | | | 0.000 (0.001) | 0.000 (0.001) |
| Observações | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 |
| R^2 | 0.130 | 0.016 | 0.132 | 0.138 | 0.284 | 0.286 | 0.313 | 0.390 |

Erros padrões entre parênteses, constante omitida

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 4.4: Regressão *cross-section* para o FAVAR incompleto

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} | ΔIRF_{12}^{acum} |
| <i>wkcp</i> | 0.004 (0.004) | | 0.006 (0.004) | 0.008 (0.005)* | 0.005 (0.004) | 0.006 (0.005) | 0.004 (0.003) | 0.006 (0.004) |
| <i>intexp</i> | | 0.112 (0.04)** | 0.127 (0.04)*** | 0.128 (0.04)*** | 0.156 (0.05)*** | 0.154 (0.05)*** | 0.099 (0.03)*** | 0.106 (0.04)** |
| <i>invc4</i> | | | | -0.006 (0.01) | | -0.005 (0.01) | | -0.008 (0.008) |
| <i>firmsize</i> | | | | 0.000 (0.00001) | | 0.000 (0.00001) | | 0.000 (0.000007) |
| <i>d1</i> | | | | | 0.000 (0.002) | 0.000 (0.002) | | 0.000 (0.002) |
| <i>d2</i> | | | | | -0.001 (0.002) | -0.001 (0.002) | | -0.001 (0.001) |
| <i>d3</i> | | | | | 0.001 (0.002) | 0.001 (0.002) | | 0.000 (0.002) |
| <i>sd_ei</i> | | | | | | | -0.183 (0.04)*** | -0.178 (0.04)*** |
| <i>persist_ei</i> | | | | | | | -0.002 (0.001) | -0.001 (0.001) |
| Observações | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 |
| R^2 | 0.028 | 0.248 | 0.330 | 0.349 | 0.440 | 0.450 | 0.706 | 0.744 |

Erros padrões entre parênteses, constante omitida

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

as correlações do ajuste de preço setorial com *wkcp* e *intexp* são positivas em todas as regressões, o que vai em linha com o FAVAR incompleto e favorece o canal de custo. Em particular, a correlação positiva entre despesas com juros e variação no preço ao choque contracionista é o resultado exibido por Barth III e Ramey (2002) para suportar o canal de custo nos dados desagregados. Esses autores utilizam os dados de 14 setores industriais e apresentam apenas uma correlação sem significância estatística.

A comparação entre os métodos revela que a evidência do canal de custo é sensível ao método de identificação do choque monetário. No FAVAR completo,

Tabela 4.5: Regressão *cross-section* para o VAR

| Variáveis | (1) ΔIRF_{12}^{acum} | (2) ΔIRF_{12}^{acum} | (3) ΔIRF_{12}^{acum} | (4) ΔIRF_{12}^{acum} | (5) ΔIRF_{12}^{acum} | (6) ΔIRF_{12}^{acum} |
|-----------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| <i>wkcp</i> | 0.014 (0.02) | | 0.021 (0.02) | 0.020 (0.03) | 0.016 (0.02) | 0.013 (0.03) |
| <i>intexp</i> | | 0.293 (0.2) | 0.344 (0.2) | 0.355 (0.2) | 0.472 (0.3) | 0.475 (0.3) |
| <i>invc4</i> | | | | 0.013 (0.06) | | 0.019 (0.06) |
| <i>firmsize</i> | | | | 0.000 (0.00005) | | 0.000 (0.00006) |
| <i>d1</i> | | | | | 0.002 (0.01) | 0.002 (0.01) |
| <i>d2</i> | | | | | -0.005 (0.01) | -0.005 (0.01) |
| <i>d3</i> | | | | | 0.006 (0.01) | 0.006 (0.01) |
| Observações | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 | 25 |
| R^2 | 0.017 | 0.071 | 0.109 | 0.113 | 0.220 | 0.225 |

Erros padrões entre parênteses, constante omitida

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

que utiliza um conjunto de informação mais rico e é menos suscetível ao *price puzzle* (Seção 4.1), a evidência é contrária ao canal de custo. Já nas especificações FAVAR incompleto e VAR, onde o *puzzle* é mais presente e que exploram menos informação, a evidência é favorável ao canal de custo. Outro ponto importante é a representação do canal de custo pelas variáveis de interesse. Apesar de Barth III e Ramey (2002) analisarem apenas o efeito de despesas com juros no ajuste de preço, a teoria do canal de custo se apóia mais sobre capital de giro, que seria um fator de produção das firmas. Conforme ressaltado por Chowdhury et al. (2006), enquanto a variável despesas com juros foca nos custos de fundos externos, o efeito da taxa de juros nos custos da firma também se aplica quando essa se financia por fundos internos, sendo que nesse caso a taxa de juros seria o custo de oportunidade desses fundos. Portanto, o impacto direto da taxa de juros no custo não ocorre apenas em setores com altas despesas com juros. Além disso, efeitos da taxa de juros nos custos das firmas são potencialmente amplificados por seleção adversa no balanço das firmas e no seu patrimônio líquido, como apontado na literatura do canal de crédito. Assim, uma especificação que considera apenas o pagamento de juros sobre a dívida fornece uma visão distorcida dos efeitos diretos dos juros nos custos da firma. Logo, a variável *wkcp* é mais representativa do canal de custo e, no método de estimação mais confiável FAVAR completo, sua evidência é oposta a esse canal de transmissão. No entanto, vale enfatizar que o efeito de despesas com juros sobre o ajuste de preço não deve ser ignorado, pois representa parcialmente o canal de custo e também é empregado na literatura relacionada (Barth III e Ramey (2002) e Dedola e Lippi (2005)).

As tabelas 4.3, 4.4 e 4.5 dão um retrato superficial dos efeitos do canal de custo, pois mostram os resultados apenas para um período da IRF (12

meses após o choque) e potencialmente omitem o período onde o canal de custo é mais relevante. Os artigos relacionados (Barth III e Ramey (2002) e Dedola e Lippi (2005)) não especificam o período onde o canal de custo seria mais atuante. No entanto, conforme já mencionado, a literatura do VAR aponta que a resposta positiva do nível de preços ao aumento da taxa de juros é mais forte cerca de um ano após o choque monetário. Assim, se a resposta positiva for gerada pelo canal de custo, esse mecanismo deveria ser mais forte cerca de um ano após o choque monetário. Para avaliar melhor essa questão a regressão 2-5 foi executada, período a período, para os 24 primeiros períodos das respostas das séries desagregadas. Os resultados estão nas figuras 4.3, 4.4 e 4.5. Cada linha de gráficos representa um método de identificação do choque monetário e cada coluna representa uma regressão. Os gráficos ilustram a evolução dos coeficientes de *wkcp* e *intexp* ao longo dos períodos das IRFs dos índices desagregados. Por questões de escala dos gráficos o coeficiente de *wkcp* foi multiplicado por 10 e a significância estatística dos coeficientes é indicada por cores diferentes.

As figuras corroboram os resultados das regressões das respostas 12 meses após o choque (Tabelas 4.3, 4.4 e 4.5). Fica evidente a inversão da correlação entre variação de preço e capital de giro quando se utiliza o FAVAR completo no lugar do FAVAR incompleto e do VAR. Nota-se que a evidência oposta ao canal de custo no FAVAR mais completo é mais forte para o intervalo entre o sexto e o décimo segundo período da IRF. Na variável despesas com juros (*intexp*) a evidência favorável ao canal de custo no FAVAR incompleto se mantém ao longo de quase toda IRF. Essa significância estatística some totalmente quando o FAVAR completo é empregado, além do coeficiente diminuir bastante em magnitude.

4.3

Evolução do canal de custo

Além de investigar a ocorrência do canal de custo em índices desagregados, é possível investigar sua evolução ao longo do tempo. A literatura relata um enfraquecimento deste canal ao longo do tempo. Barth III e Ramey (2002) estudam duas amostras, 1959 até 1979 e 1983 até 2000, e mostram que a correlação de despesas com juros com a resposta do preço setorial a um choque contracionista diminuiu no período mais recente. Já Baumeister et al. (2011) introduzem um FAVAR com variação nos coeficientes para obter diferentes respostas dos índices desagregados ao longo do tempo. Eles concluem que uma fração considerável dos setores aumenta os preços no curto prazo após um choque contracionista, porém essa fração diminuiu a partir dos anos 80.

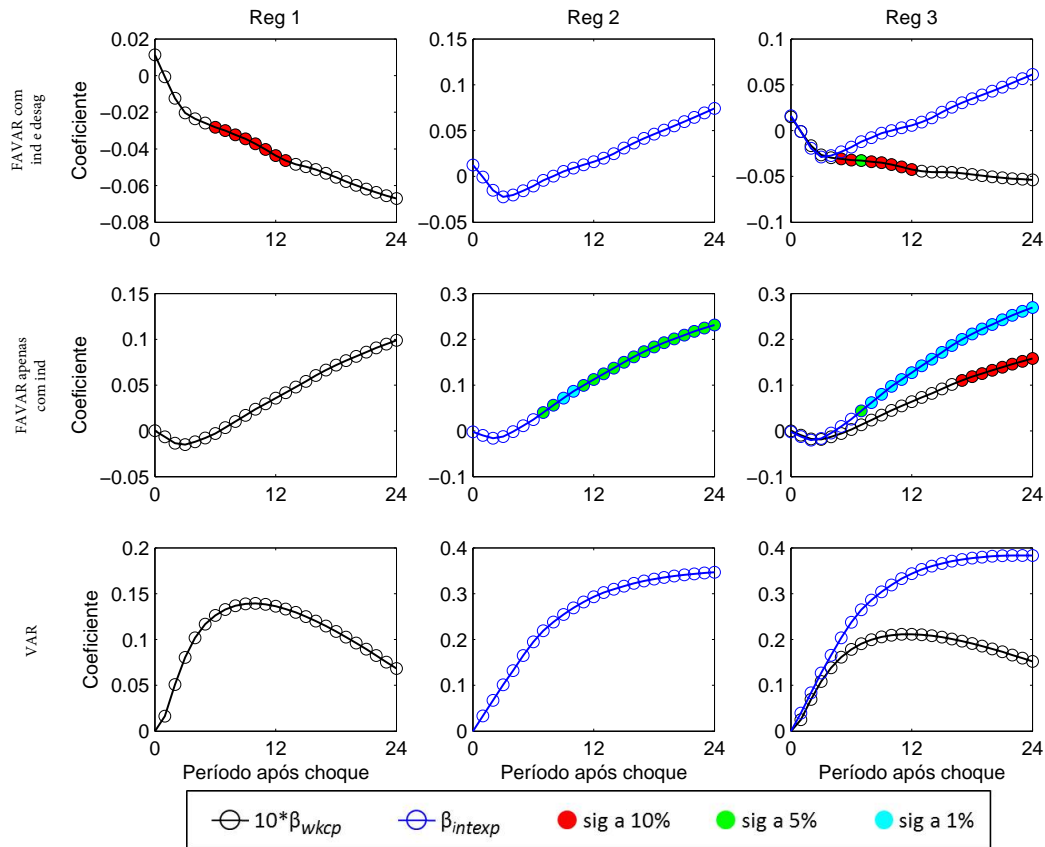


Figura 4.3: Regressões #1 a #3 das respostas das séries desagregadas identificadas pelos diferentes métodos.

Barth III e Ramey (2002) argumentam que a perda de importância do canal de custo se deve a mudanças institucionais no setor financeiro dos EUA. No período anterior, regulações no crédito e no setor bancário limitavam as reações das firmas e dos bancos a alterações na taxa de juros, o que potencialmente restringia a disponibilidade de capital de giro. Entretanto, inovações financeiras iniciadas nos anos 70 e a desregulamentação dos anos 80 tornaram o mercado financeiro menos segmentado e permitiram que bancos e firmas tivessem acesso a outras fontes de fundos e, assim, diminuindo a relevância do canal de custo.

O objetivo dessa seção é investigar, através do FAVAR, se a evidência do canal de custo se alterou no período mais recente. Para isso, além do período considerado nas seções 4.1 e 4.2 entre jan/1983 e jun/2008, foram construídas outras duas amostras, sendo que todas terminam em jun/2008. A primeira se inicia em jan/1976 e a justificativa para essa escolha é a mesma dada por Boivin et al. (2009), ou seja, maximizar o tamanho da amostra mantendo o maior número possível de séries de preço desagregadas. A outra amostra começa em ago/1987 e visa retratar o período de Alan Greenspan a frente do Fed. Note que, apesar das diferentes amostras, o período considerado

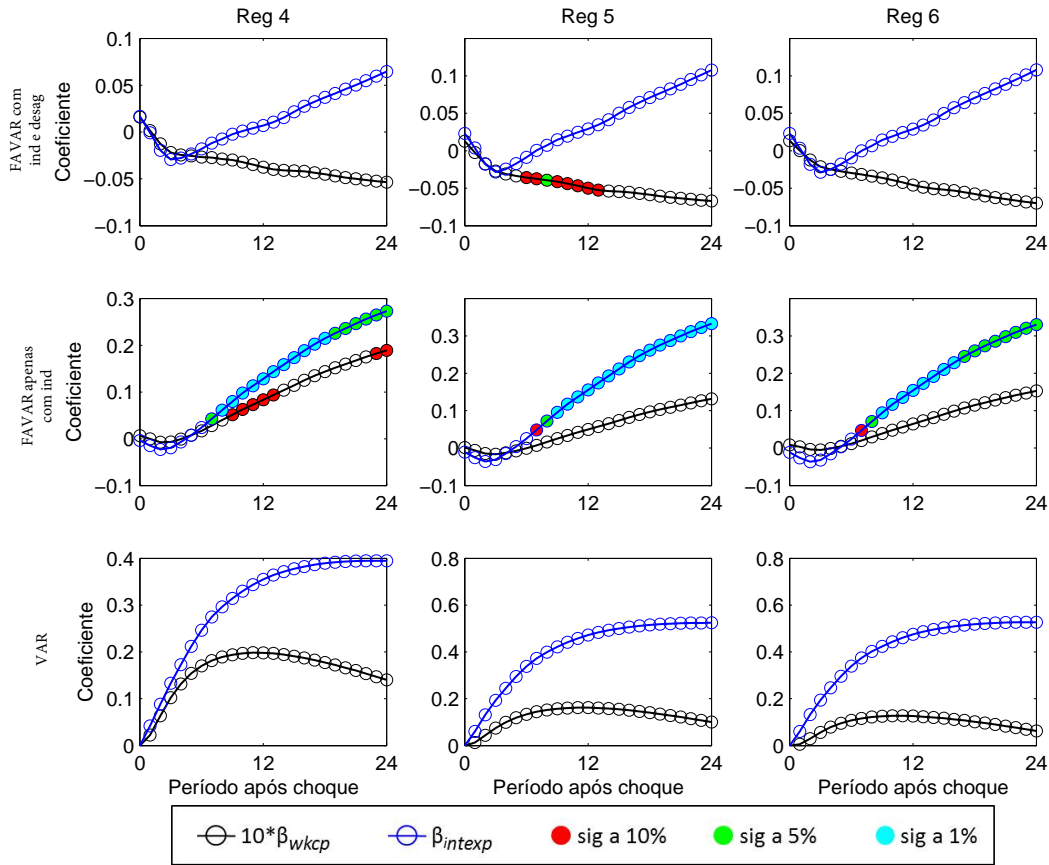


Figura 4.4: Regressões #4 a #6 das respostas das séries desagregadas identificadas pelos diferentes métodos.

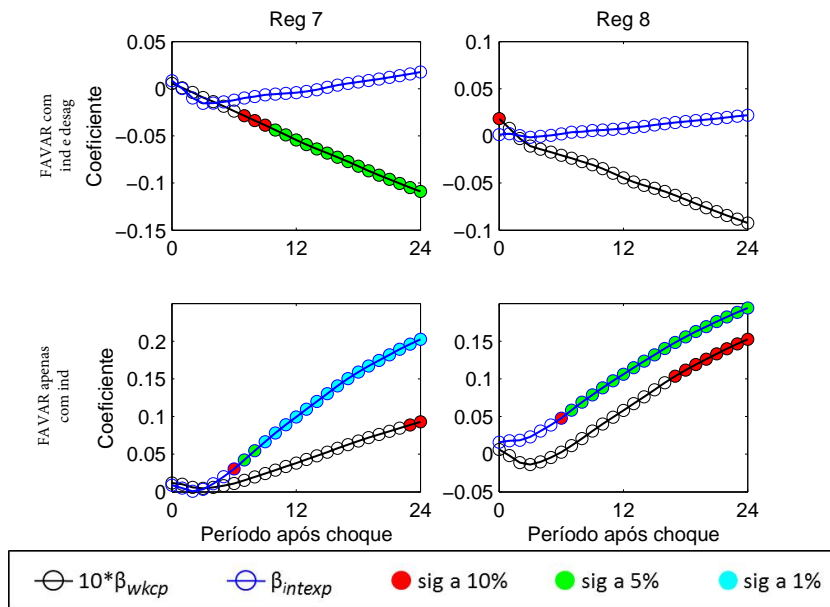


Figura 4.5: Regressões #6 a #8 das respostas das séries desagregadas identificadas pelos diferentes métodos.

para os índices de preço setoriais, cujos dados contábeis estão disponíveis, é, em todos os casos, entre dez/2003 e jun/2008. Esse é o período utilizado para determinação dos *factor loadings* (λ_i na equação 4-1) que relacionam os índices desagregados aos fatores (\mathbf{C}_t) e definem as respostas setoriais ao choque monetário. Assim, uma hipótese implícita na metodologia adotada é que a evolução das respostas dos índices desagregados à taxa de juros ocorre apenas devido à alteração nas respostas dos fatores (\mathbf{C}_t) ao choque monetário, enquanto a relação (λ_i) dos fatores com a inflação setorial (π_{it}) permanece constante durante todo período amostral.

A estimação segue a mesma estratégia adotada na seção 4.2, ou seja, a regressão 2-5 é executada para cada período da IRF considerando diferentes conjuntos de regressores. Os resultados estão reportados nas figuras 4.6, 4.7 e 4.8, onde cada linha de gráficos representa um período inicial e cada coluna uma regressão.

A figura 4.6 apresenta os resultados das regressões nas diferentes amostras para o FAVAR completo. É possível observar que a evidência oposta ao canal de custo se torna mais forte nos períodos mais recentes. Quando a amostra começa em jan/1976 algumas correlações são favoráveis outras desfavoráveis ao canal de custo e apenas a regressão 7 fornece um resultado estatisticamente significativo e robusto ao período da IRF, porém nesse caso a variável *wkcp* é contrária e a variável *intexp* é favorável ao canal de custo. Portanto, na amostra mais antiga a evidência é inconclusiva. Ao considerar as amostras mais recentes, as correlações entre as variáveis de interesse e o ajuste de preços setoriais ao choque monetário contracionista se tornam gradualmente mais negativas, o que é oposto ao sugerido pelo canal de custo. Além dos coeficientes se tornarem mais negativos, a significância estatística também é mais frequente nas amostras mais recentes.

Os resultados da evolução do canal de custo no FAVAR apenas com indicadores macroeconômicos estão ilustrados na figura 4.7. Apesar das correlações entre variação de preço ao choque contracionista e as variáveis contábeis serem positivas e indicarem a presença do canal de custo, a significância estatística, que é muito frequente nas duas primeiras amostras, perde força na amostra a partir de ago/1987. Vale ressaltar que, em resultados não reportados, a significância estatística favorável ao canal de custo some totalmente ao se considerar uma amostra a partir de jan/1988.

A figura 4.8 mostra os resultados quando o choque monetário nas séries desagregadas é identificado através do VAR. Os gráficos não apresentam grandes mudanças entre os períodos, porém as correlações positivas, mesmo sem ter significância, favorecem a existência do canal de custo.

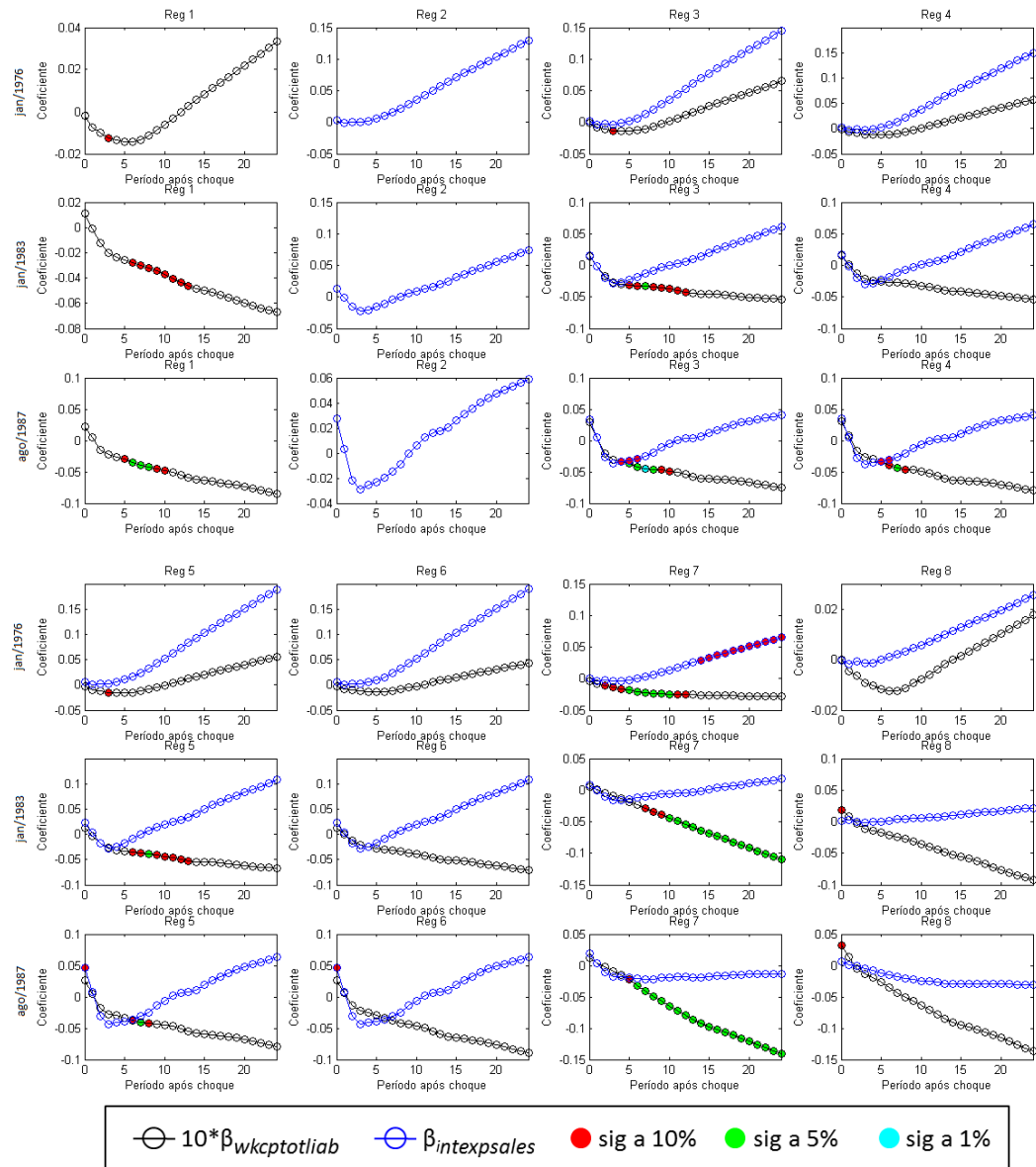


Figura 4.6: Evolução do canal de custo no FAVAR completo.

A análise da evolução da relevância do canal de custo através do FAVAR concorda com os resultados da literatura relacionada (Barth III e Ramey (2002) e Baumeister et al. (2011)) e indica que esse canal se enfraqueceu ao longo do tempo. No caso do FAVAR completo a evidência oposta ao canal de custo se intensifica no período mais recente e no FAVAR incompleto a significância estatística favorável ao canal de custo perde força nas amostras mais atuais. Esses resultados sugerem que as mudanças no ambiente regulatório e as inovações financeiras citadas por Barth III e Ramey (2002) como justificativas para o enfraquecimento do canal de custo podem ter afetado a relevância desse canal de transmissão.

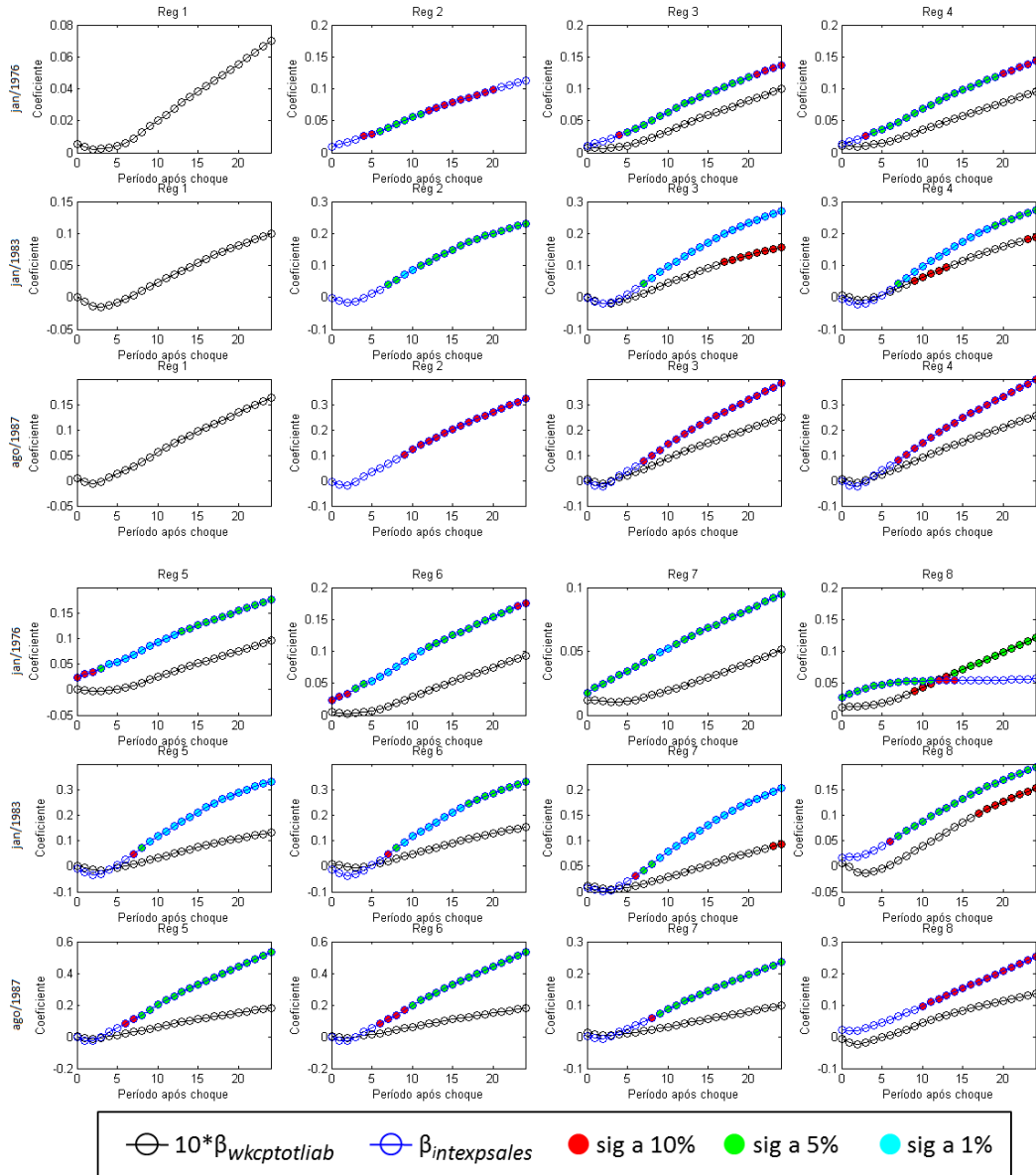


Figura 4.7: Evolução do canal de custo no FAVAR incompleto.

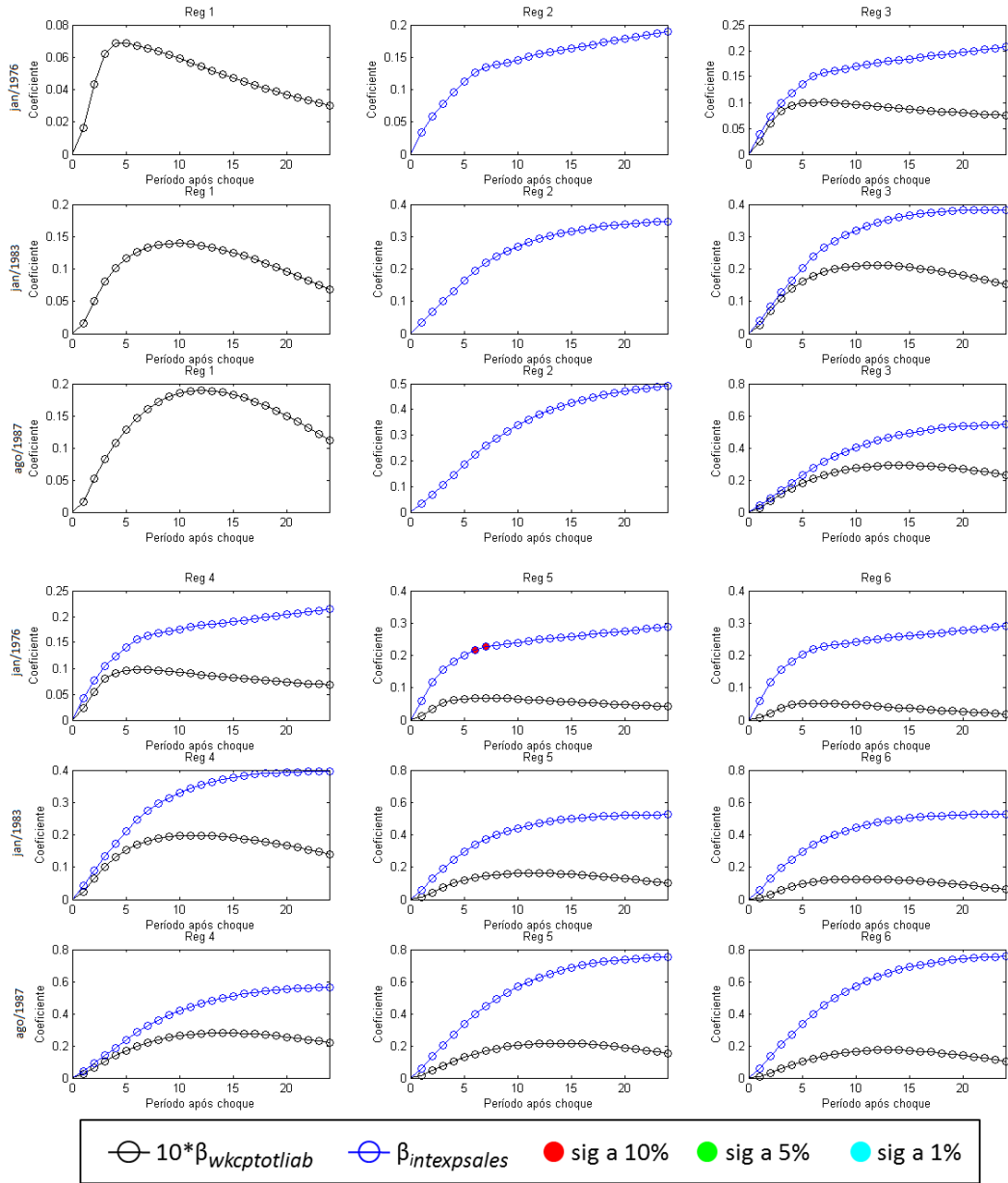


Figura 4.8: Evolução do canal de custo no VAR.

5 Robustez

Esse capítulo analisa a robustez dos resultados apresentados. O objetivo é investigar se as conclusões são sensíveis aos dados, à variável dependente utilizada na regressão *cross-section*, à especificação do FAVAR e à associação entre índices de preço setoriais e dados contábeis.

5.1 Dados de Barth e Ramey (2002)

Os resultados do capítulo 4 são contrários ao artigo Barth III e Ramey (2002). Entretanto, os dados utilizados nessa dissertação diferem dos utilizados no artigo original em relação a: fonte dos índices desagregados, período amostral e transformações nas séries. Como preços desagregados Barth III e Ramey (2002) empregam deflatores dos *shipments* dos setores industriais¹ reportados pelo *Bureau of Economic Analysis* (BEA). Eles normalizam esses índices por salário setorial e consideram o período entre 1959 e 2000. Então, uma questão importante é saber se as diferenças das conclusões dos artigos se devem à metodologia adotada, FAVAR contra VAR, ou aos dados empregados.

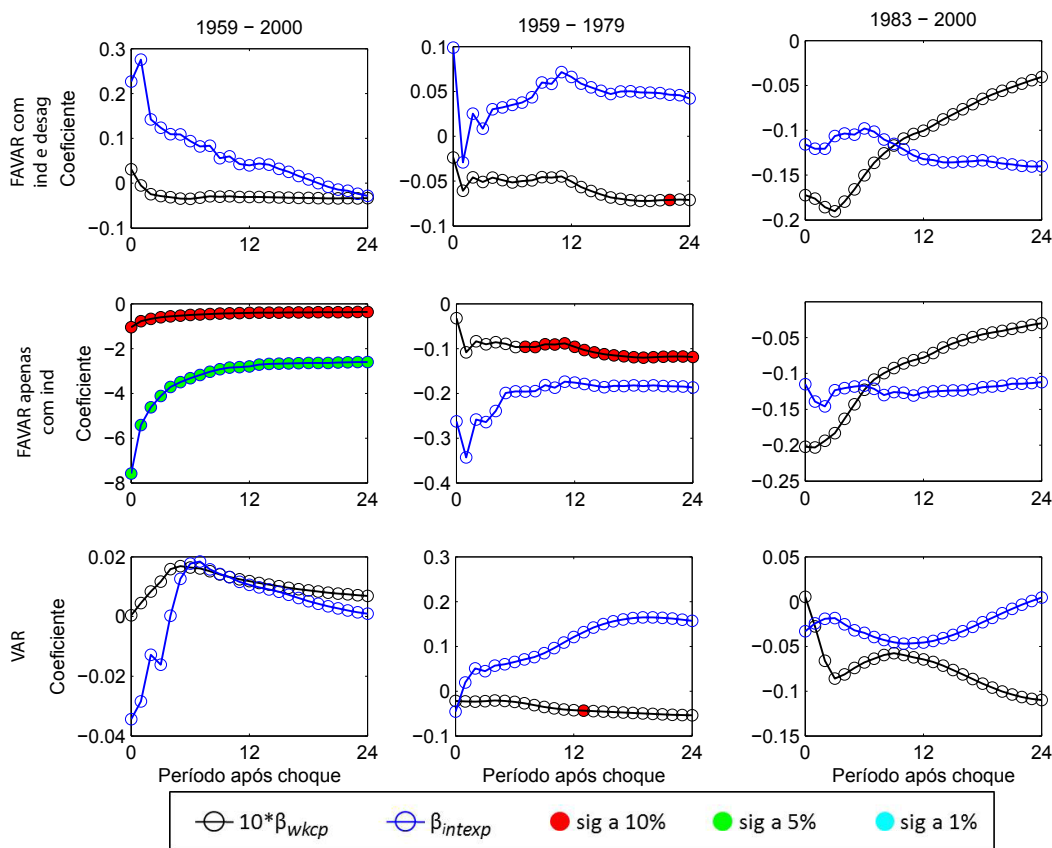
Para solucionar essa questão, a regressão 2-5 é executada com os dados do artigo original. A regressão #2, não reportada aqui, é o principal resultado da análise *cross-section* de Barth III e Ramey (2002). Essa regressão ilustra a correlação entre ajuste de preço setorial ao choque monetário e despesas com juros, porém não inclui nenhum outro regressor como controle. Os autores interpretam o coeficiente positivo de despesas com juros nessa regressão como evidência favorável ao canal de custo. Apesar da regressão #2 ser a mais comparável ao artigo original, a figura 5.1 mostra os valores obtidos da regressão #6 para os três períodos estudados por Barth III e Ramey (2002): 1959 até 2000, 1959 até 1979 e 1983 até 2000. Essa regressão foi escolhida, pois maximiza o número de controles possibilitando ainda uma comparação direta entre as especificações².

Primeiro vale ressaltar que a *cross-section* aqui é menor, com 14 setores industriais, e é mais difícil obter significância estatística. No FAVAR mais completo a correlação entre capital de giro e ajuste de preço é sempre contrária ao canal de custo e o coeficiente de despesas com juros é favorável ao canal

¹ *Shipments* representam as remessas dos setores industriais.

² As regressões #7 e #8 incluem mais controles, mas não estão disponíveis para o VAR

de custo na primeira amostra, porém contrário no período mais recente. No FAVAR incompleto os coeficientes são sempre negativos, isto é, contrários ao canal de custo, e chegam a apresentar significância estatística. No VAR as correlações começam positivas, porém mudam de sinal na última amostra. Note que esse resultado difere do VAR do Barth III e Ramey (2002) devido à inclusão de controles na regressão. A comparação entre as especificações revela que a evidência mais forte ocorre no FAVAR incompleto e é oposta ao sugerido pelo canal de custo. No FAVAR completo o resultado é contrário ao canal de custo, especialmente no período mais recente, porém sem significância.



PUC-Rio - Certificação Digital N° 1111764/CC

Figura 5.1: Canal de custo nos dados de Barth e Ramey: resultados da regressão #6.

5.2 Incerteza da variável dependente estimada

A regressão 2-5 utiliza as respostas dos preços setoriais a um choque monetário como variável dependente. No entanto, as IRFs setoriais são estimadas e, assim, sua incerteza deveria ser considerada na estimação dos coeficientes 2-5. A literatura relacionada (Boivin et al. (2009) e Dedola e Lippi (2005)) abstrai desse fato e considera a variável dependente como um valor pontual nas regressões *cross-section*.

Por sua vez, a incerteza das IRFs dos preços setoriais depende da incerteza na estimação por *two-step principal components* dos fatores (\mathbf{C}_t), da incerteza dos *factor loadings* (equação 2-2) e da incerteza do VAR dos fatores latentes com a taxa de juros (equação 2-1). Teoricamente, de acordo com Bai (2003), quando o número de séries N de onde os fatores são extraídos é grande relativo ao comprimento da amostra T , a incerteza na estimação dos fatores é negligenciável. No entanto, o mais apropriado para obter intervalos de confiança precisos para as funções de resposta ao impulso seria implementar um *bootstrap*, baseado em Kilian (1998), que considera também a imprecisão dos fatores.

Considerar todas essas fontes de incerteza levaria a intervalos de confiança muito grandes para os coeficientes da regressão *cross-section* 2-5. Esses intervalos deixariam de ser informativos a respeito dos coeficientes. Portanto, por questões de simplicidade, nos resultados da regressão 2-5 reportados na figura 5.2 só é considerada a incerteza causada pelo VAR (equação 2-1) na variável dependente, além da incerteza do MQO em 2-5. Os intervalos de confiança mostram que, após considerar a incerteza da variável dependente estimada, os coeficientes perdem a significância estatística em quase todos os casos. Vale reforçar que os coeficientes que ainda são estatisticamente significantes possivelmente perderiam a significância após considerar também a incerteza na estimação dos fatores por *two-step principal components* e a incerteza dos *factor loadings* (equação 2-2). Assim, os resultados do capítulo 4 são sensíveis à correção da incerteza da variável dependente. Portanto, as implicações dessa dissertação devem ser interpretadas com cautela, assim como os resultados comparáveis da literatura relacionada que abstraem da incerteza da variável dependente.

5.3

Especificação do FAVAR

O FAVAR adotado no capítulo 4 seguiu a especificação de Boivin et al. (2009), isto é, com 5 fatores não-observáveis e 13 *lags*. Portanto, é interessante analisar se os resultados se mantêm com uma configuração diferente. Foi então testada uma especificação do FAVAR com 7 *lags* e 7 fatores. Foram escolhidos 7 *lags* porque esse número representa a mesma ordem dos VARs estimados por Bernanke et al. (1997) e Barth III e Ramey (2002). Por outro lado, a escolha de 7 fatores é baseada em um exercício de robustez de Boivin et al. (2009), onde o número de fatores é expandido³. O objetivo é garantir que o número de fatores incluídos é ao menos tão grande quanto o ver-

³Os autores não comentam o número de fatores que utilizam nesse exercício de robustez.

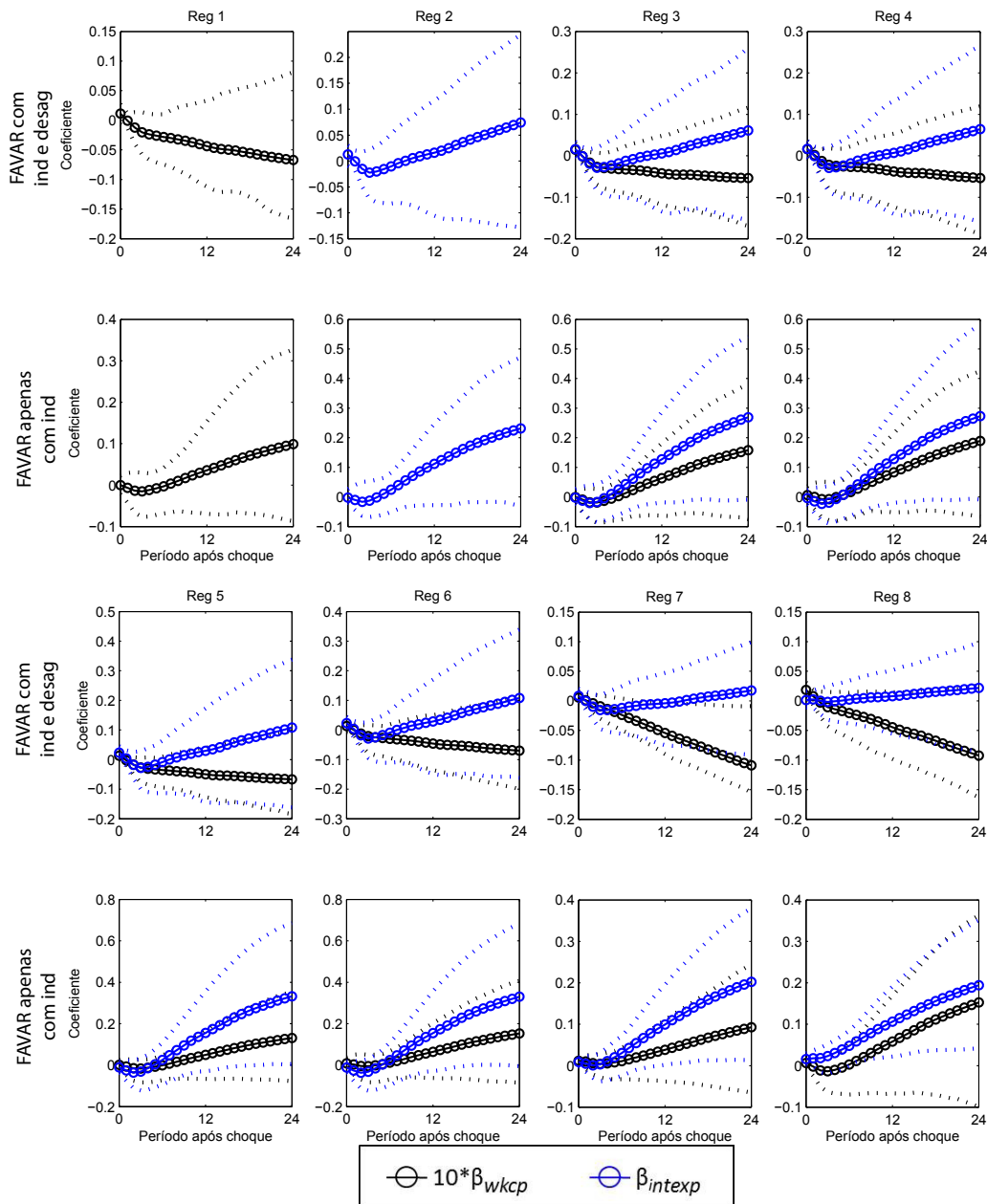


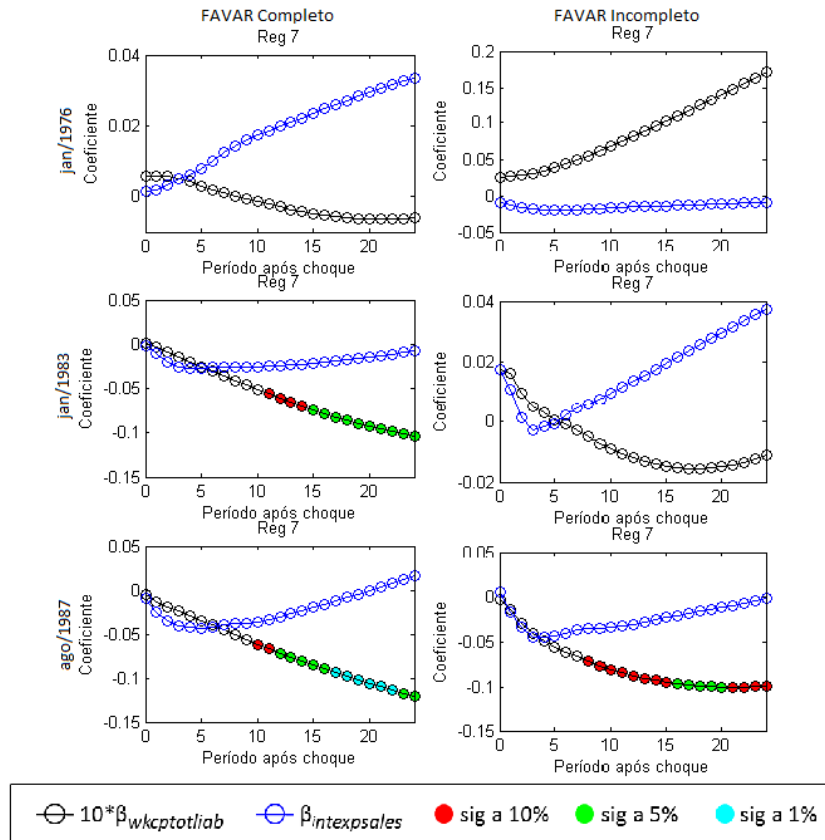
Figura 5.2: Resultados da regressão corrigindo pela variável dependente estimada. Linhas pontilhadas representam intervalos de confiança de 90%.

dadeiro número de fatores que determinam a dinâmica do sistema. Conforme Stock e Watson (2002) mostram, quando o número de componentes principais utilizado é maior ou igual ao verdadeiro número de fatores, os componentes principais recuperam consistentemente o espaço gerado pelos fatores.

Os valores encontrados para os coeficientes da regressão⁴ em 2-5 estão ilustrados na figura 5.3. Os gráficos apontam que no FAVAR completo a evidência oposta ao canal de custo persiste, ou seja, setores mais intensos em

⁴Os resultados das outras regressões e também de outras especificações de número de lags e fatores seguem aproximadamente o mesmo padrão.

capital de giro respondem a um choque monetário contracionista diminuindo mais os preços (ou aumentando menos) que os outros setores. Esse comportamento é reforçado na amostra que começa em ago/1987, onde os coeficientes ganham significância. No FAVAR incompleto a evidência que na especificação original (figura 4.7) era favorável ao canal de custo nas amostras mais antigas desaparece e se torna oposta ao canal de custo na última amostra. Logo, modificar a especificação do FAVAR parece não alterar a validade dos resultados do capítulo 4.



PUC-Rio - Certificação Digital Nº 1111764/CC

Figura 5.3: Resultados da regressão #7 do FAVAR com 7 fatores latentes e 7 lags.

5.4

Cross-section expandida

Nos resultados reportados nas seções anteriores foi explorada uma *cross-section* de 25 setores industriais (mapeamento PPI-QFR puro), onde a associação entre os índices de preço desagregados e os dados contábeis se deu através do código de 3 a 4 dígitos do NAICS. Apesar desse mapeamento não envolver qualquer tipo de arbitrariedade, a *cross-section* gerada é curta. Assim, o objetivo desta seção é analisar uma *cross-section* expandida. A associação adotada nesse caso atribui apenas um índice de preço desagregado (um item da clas-

sificação de 3 a 4 dígitos do NAICS) quando os dados contábeis englobam na verdade dois ou mais itens da classificação de 3 a 4 dígitos do NAICS. Esses setores eram ignorados no PPI-QFR puro empregado anteriormente. Portanto, o mapeamento novo, chamado PPI-QFR atribuído, possui uma certa subjetividade na relação preço setorial e dados contábeis, mas permite expandir a amostra *cross-section* para 31 observações.

Os resultados da regressão⁵ com *cross-section* expandida (PPI-QFR atribuído) estão ilustrados na figura 5.4. É possível observar que no FAVAR mais completo a evidência oposta ao canal de custo se intensifica ao longo do tempo. Já no FAVAR incompleto, a significância estatística favorável ao canal de custo nas primeiras amostras some no período mais recente, além da correlação de intensidade de capital de giro com ajuste de preço ser negativa e contrária ao canal de custo. Assim, mesmo considerando uma *cross-section* maior, a evidência do FAVAR oposta ao canal de custo se mantém semelhante aos resultados originais (figuras 4.6 e 4.7).

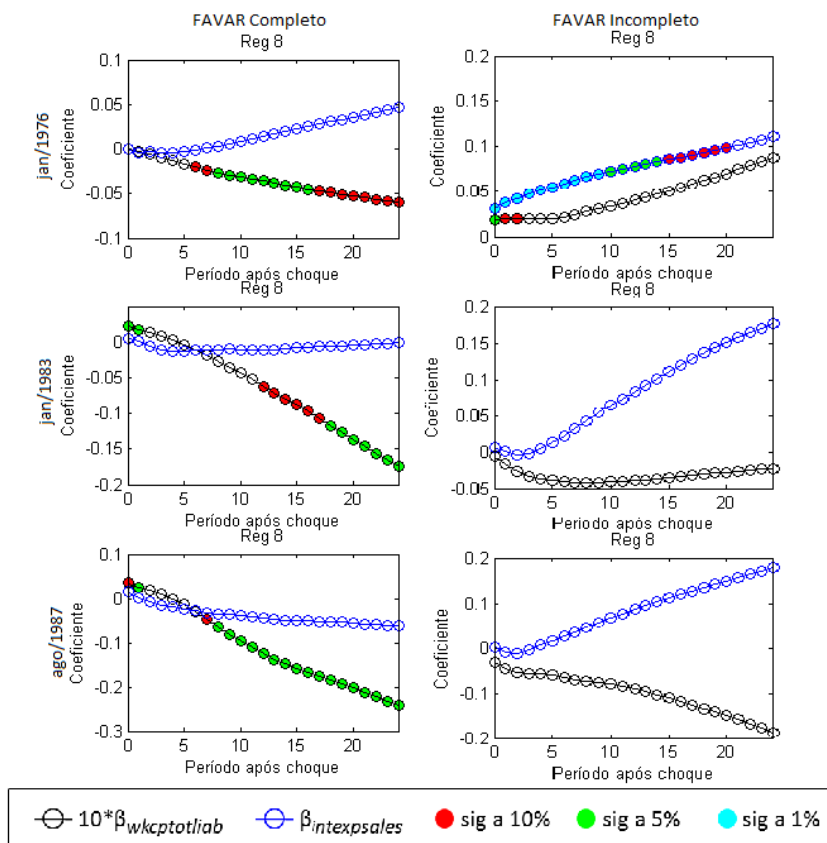


Figura 5.4: Resultados da regressão #8 para *cross-section* expandida.

⁵As outras regressões também seguem o mesmo padrão.

5.5 Medida de variação da IRF

Também é possível investigar se os resultados são sensíveis à medida de variação das IRFs dos preços setoriais a um choque monetário. Nas regressões executadas nas seções anteriores foi utilizada a medida valor médio acumulada (definida em 2-4) como variável dependente na equação 2-5. Assim, nessa seção, a medida valor instantâneo (ΔIRF^{inst}) definida na expressão 2-3 é explorada nas regressões. Os resultados obtidos utilizando essa variável dependente alternativa estão reportados na figura 5.5. Nota-se mais uma vez que os resultados contrários ao canal de custo se intensificam nos períodos mais recentes no caso do FAVAR completo. Já no FAVAR incompleto, apesar das evidências serem favoráveis ao canal de custo, a significância estatística perde força nos períodos mais recentes.

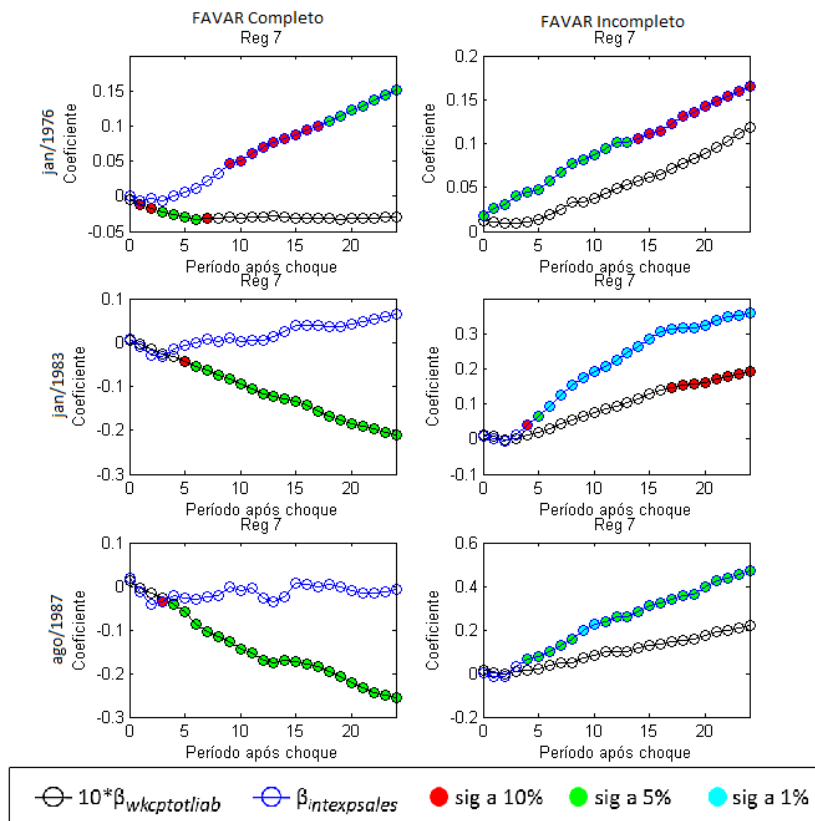


Figura 5.5: Resultados da regressão #7 para valor instantâneo da IRF como variável dependente.

5.6 Variável de estoques

Apesar da literatura relacionada (Barth III e Ramey (2002) e Dedola e Lippi (2005)) não explorar explicitamente uma medida de estoques

das firmas do setor nas regressões *cross-section*, essa variável está intimamente ligada ao canal de custo. De acordo com esse canal de transmissão, quanto maior o nível de estoques, maior deveria ser o repasse positivo de preço a um choque monetário contracionista. Isso ocorreria porque a taxa de juros seria o custo, de oportunidade ou efetivo, desses estoques e afetaria o custo marginal das firmas. A pesquisa *Quarterly Financial Report* também fornece dados de estoques por setor industrial. Assim como foi feito com a variável de despesas com juros, a variável de estoques foi normalizada por receita líquida (*invsales*). A figura 5.6 mostra os resultados da regressão 2-5⁶ incluindo apenas as três variáveis de interesse: capital de giro, despesas com juros e estoques.

No FAVAR completo, a evidência é favorável ao canal de custo na amostra começando em jan/1976. Porém, se inverte totalmente nas amostras mais recentes. Na janela começando em ago/1987, a evidência é estatisticamente significativa e contrária ao canal de custo nas três variáveis de interesse. Já no FAVAR incompleto, a evidência se mantém favorável ao canal de custo nas três amostras, mas vai perdendo significância estatística ao longo do tempo. Em especial, a variável de estoques possui significância estatística favorável ao canal de custo na amostra mais antiga, mas a significância some no período mais recente. Portanto, conclui-se que, assim como em outros exercícios de robustez, a evidência contrária ao canal de custo se intensifica nos períodos mais recentes na nossa especificação favorita, FAVAR completo, e, no FAVAR incompleto, a evidência favorável ao canal de custo perde força ao longo do tempo.

⁶Outras regressões mostraram resultados semelhantes.

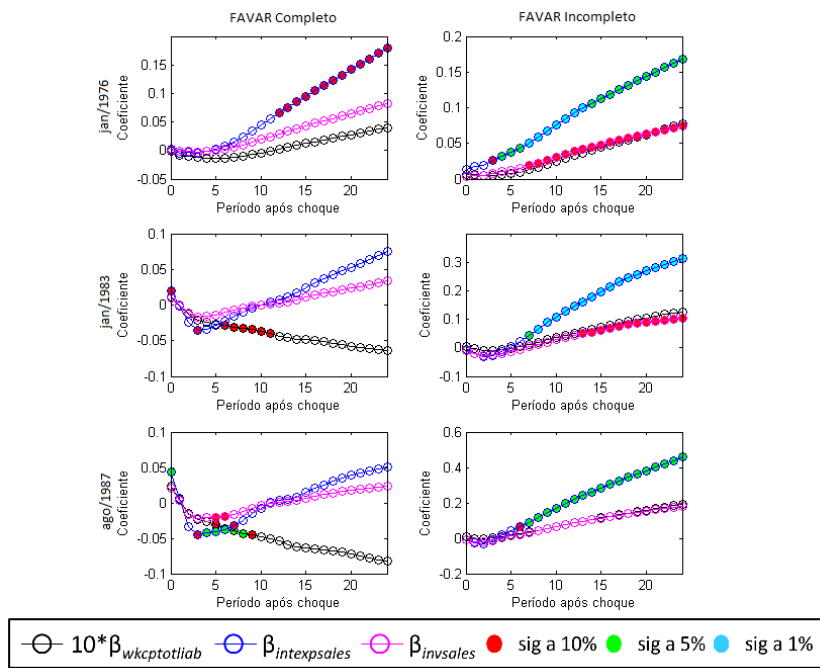


Figura 5.6: Resultados da regressão contendo variável de estoques.

6

Explicações alternativas

Os resultados obtidos indicam que, ao se controlar por um conjunto de informação mais rico, setores mais intensos em capital de giro diminuem mais (ou aumentam menos) os preços em resposta a um choque monetário contracionista (figuras 4.3, 4.4 e 4.5). Esse efeito é ainda mais intenso no período mais recente (figura 4.6) e é oposto ao sugerido pelo canal de custo. Resta então saber qual mecanismo de transmissão da política monetária está por trás desse resultado.

Boivin et al. (2011) argumentam que imperfeições no mercado de crédito podem explicar a evidência encontrada. Assimetrias de informação entre credores e tomadores de empréstimo criam barreiras que impedem que o mercado funcione de maneira eficiente. Em particular o *balance sheet channel* (ver Bernanke et al. (1999)) poderia estar atuando sobre o fluxo de caixa das firmas. Conforme relatado por Boivin et al. (2011), uma política monetária contracionista eleva a taxa de juros e faz com que as despesas com juros se elevem, reduzindo o fluxo de caixa e o capital de giro. Com um fluxo de caixa menor, as firmas possuem menos fundos internos e precisam financiar suas operações externamente. Entretanto, os fundos externos estão sujeitos a assimetrias de informação e, portanto, a um prêmio de financiamento. Assim, quanto menor o capital de giro, maior a dependência de financiamento externo e maior o custo dos fatores de produção. Esse aumento de custo acaba elevando os preços. Logo, segundo esse canal de transmissão, capital de giro estaria negativamente correlacionado ao ajuste de preço a um choque monetário contracionista, o que concorda com os valores da tabela 4.3.

Outra possível explicação para a correlação negativa entre respostas dos preços setoriais e capital de giro é a liquidação dos estoques frente a um choque monetário contracionista. Estoques fazem parte do capital de giro e sua manutenção é custosa para as firmas. Assim, firmas com estoques elevados, se antecipando à retração de demanda devido ao choque contracionista, têm incentivos a reduzir os preços para ajustar os estoques e não incidir nos custos de manutenção.

Apesar dessas explicações concordarem com a evidência encontrada, não é possível, através da metodologia adotada, concluir quais canais de transmissão da política monetária estão de fato operando. Os dados de preço são observados em equilíbrio e, assim, retratam toda interação entre os canais de transmissão do lado da oferta e do lado da demanda. Uma

análise profunda da contribuição de cada canal requereria a estimação de um modelo estrutural para separar os efeitos de cada mecanismo de transmissão da política monetária. Assim, não é possível negar a existência do canal de custo. Entretanto, os resultados sugerem que, mesmo considerando apenas o lado da oferta, esse canal é dominado por outros mecanismos de transmissão que também atuam sobre o capital de giro das firmas.

7

Conclusão

Essa dissertação estuda a evidência do canal de custo em dados desagregados. Segundo essa teoria, um aumento da taxa de juros eleva o custo de capital de giro e, assim, poderia acarretar em um aumento do nível de preços. Portanto, o *price puzzle* não seria algo inesperado, mas a transmissão da política monetária via canal de custo se sobressaindo sobre os canais tradicionais que atuam sobre a demanda. Barth III e Ramey (2002), utilizando um VAR, encontram evidências favoráveis ao canal de custo em dados desagregados.

Porém, outra vertente cita o conjunto limitado de informação explorado no VAR como causa do *price puzzle* (Sims (1992)). Apoiados nessa explicação Bernanke et al. (2005) introduzem o FAVAR, que é capaz de explorar um conjunto de informação mais rico, e mostram que o *price puzzle* some no índice de preço agregado. Porém, Boivin et al. (2009) ao investigar rigidez de preço em séries desagregadas encontram uma grande heterogeneidade das respostas a um choque monetário, incluindo alguns setores com *price puzzle*.

Então, o objetivo dessa dissertação é investigar a evidência do canal de custo nos índices desagregados considerando diferentes conjuntos de informação na identificação do choque monetário. Para isso, as respostas setoriais ao choque monetário são associadas a dados contábeis relacionados ao canal de custo. Assim, é possível analisar a relevância dessas variáveis contábeis na resposta do preço setorial e, conseqüentemente, do canal de custo.

Os resultados apontam que, quanto mais rico o conjunto de informação explorado na estimação, mais forte é a evidência contrária ao canal de custo. Conforme o conjunto de informação aumenta, o número de setores sujeitos ao *price puzzle* diminui. Além disso, no FAVAR completo, a evidência é diametralmente oposta ao canal de custo, isto é, setores mais intensos em capital de giro diminuem mais (ou aumentam menos) os preços em resposta a um choque contracionista. Essa inversão do canal de custo não se repete no FAVAR incompleto, onde há certa evidência favorável a esse mecanismo de transmissão. Portanto, a evidência encontrada indica que, considerando toda informação disponível, capital de giro tem um efeito negativo no ajuste de preço a um choque monetário contracionista. É possível concluir também que as séries desagregadas possuem informação relevante para identificação do choque monetário, o que concorda com Boivin et al. (2009).

Quanto à evolução do canal de custo ao longo do tempo, os resultados obtidos vão em linha com Barth III e Ramey (2002) e mostram que esse canal

se enfraqueceu no período mais recente. Tanto no FAVAR completo, quanto no FAVAR apenas com indicadores macro, a evidência contrária (favorável) ao canal de custo aumentou (diminuiu) na amostra mais atual. Esse fato corrobora os resultados de Barth III e Ramey (2002), que aponta a desregulamentação no mercado de crédito e inovações financeiras como justificativas para o enfraquecimento do canal de custo.

Conforme relatado em Boivin et al. (2011), o mecanismo por trás da correlação negativa entre ajuste de preço a um choque contracionista e capital de giro poderia ser o *balance sheet channel*. Firms com menos fluxo de caixa (menos capital de giro) estão mais suscetíveis às assimetrias de informação do mercado de crédito. Portanto, ao financiar suas operações externamente, o custo dos fatores de produção seria mais alto e essas firmas repassariam esse aumento aos preços. Outro canal que explica a correlação encontrada é o ajuste dos estoques em resposta a um choque contracionista. Estoques geram um custo de manutenção e, antecipando a retração da demanda gerada pelo aumento da taxa de juros, firmas com estoques elevados (alto capital de giro) têm incentivos a reduzir o preço para ajustar os estoques.

Como os preços são observados em equilíbrio, a metodologia adotada não permite separar os canais da oferta e da demanda e, assim, não é possível afirmar com certeza a existência de um canal. No entanto, os resultados indicam que outros mecanismos, que também atuam sobre o capital de giro das firmas, dominam o canal de custo. Para contornar esse problema e identificar a contribuição de cada canal na transmissão da política monetária seria necessário estimar um modelo estrutural. Uma alternativa seria estimar um modelo multisetorial à la Carvalho (2006) incluindo o canal de crédito e o canal de custo através do *cash-in-advance* nos fatores de produção. No campo empírico, outra extensão da dissertação seria utilizar o FAVAR com variação nos coeficientes de Baumeister et al. (2011) para gerar uma resposta setorial ao choque monetário para cada período da amostra. Combinando essas respostas aos dados contábeis mensais é possível analisar a evidência do canal de custo em dados desagregados através de um painel. A robustez dos resultados também pode ser avaliada através de outros métodos que exploram um grande conjunto de informação, além do FAVAR. Em particular, Kock e Callot (2012) introduzem um modelo esparsos de mínimos quadrados penalizados que poderia ser aplicado a um VAR com os índices desagregados.

Referências Bibliográficas

- BAI, J.. **Inferential theory for factor models of large dimensions.** *Econometrica*, 71(1):135–171, 2003.
- BALKE, N.; WYNNE, M.. **The relative price effects of monetary shocks.** *Journal of Macroeconomics*, 29(1):19–36, 2007.
- BARTH III, M.; RAMEY, V.. **The cost channel of monetary transmission.** In *NBER Macroeconomics Annual 2001, Volume 16*, pp 199–256. MIT Press, 2002.
- BAUMEISTER, C.; LIU, P. ; MUMTAZ, H.. **Changes in the effects of monetary policy on disaggregate price dynamics.** Technical report, V Mimeo, Bank of Canada, 2011.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; WATSON, M.; SIMS, C. A. ; FRIEDMAN, B. M.. **Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks.** *Brookings papers on economic activity*, 1997(1):91–157, 1997.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. ; GILCHRIST, S.. **The financial accelerator in a quantitative business cycle framework.** *Handbook of macroeconomics*, 1:1341–1393, 1999.
- BERNANKE, B.; BOIVIN, J.. **Monetary policy in a data-rich environment.** *Journal of Monetary Economics*, 50(3):525–546, 2003.
- 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.
- 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?** In Friedman, B. M.; Woodford, M., editors, *Handbook of Monetary Economics*, volume 3 of *Handbook of Monetary Economics*, chapter 8, pp 369–422. Elsevier, January 2011.
- CARVALHO, C.. **Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks.** *Frontiers in Macroeconomics*, 6(1), 2006.

CHOWDHURY, I.; HOFFMANN, M. ; SCHABERT, A.. **Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission.** *European Economic Review*, 50(4):995–1016, 2006.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. ; EVANS, C.. **Sticky price and limited participation models of money: A comparison.** *European Economic Review*, 41(6):1201–1249, 1997.

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

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. ; EVANS, C.. **Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy.** *Journal of political Economy*, 113(1):1–45, 2005.

DEDOLA, L.; LIPPI, F.. **The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five oecd countries.** *European Economic Review*, 49(6):1543–1569, 2005.

GABRIEL, V.; LEVINE, P.; SPENCER, C. ; YANG, B.. **On the (ir) relevance of direct supply-side effects of monetary policy.** *Discussion Papers in Economics*, 4(08), 2008.

GALI, J.; GERTLER, M.. **Inflation dynamics: A structural econometric analysis.** *Journal of monetary Economics*, 44(2):195–222, 1999.

KILIAN, L.. **Small-sample confidence intervals for impulse response functions.** *Review of economics and statistics*, 80(2):218–230, 1998.

KOCK, A.; CALLOT, L.. **Oracle inequalities for high dimensional vector autoregressions.** *Aarhus University, CREATES Research Paper*, 16, 2012.

MAVROEIDIS, S.. **Identification issues in forward-looking models estimated by gmm, with an application to the phillips curve.** *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(3):421–448, 2005.

RABANAL, P.. **Does inflation increase after a monetary policy tightening? answers based on an estimated dsge model.** *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(3):906–937, 2007.

RAMEY, V.. **Inventories as factors of production and economic fluctuations.** *The American Economic Review*, pp 338–354, 1989.

RAVENNA, F.; WALSH, C.. **Optimal monetary policy with the cost channel.** *Journal of Monetary Economics*, 53(2):199–216, 2006.

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

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.

A

IRFs no VAR identificado por Cholesky e no VAR restrito

A figura A.1 ilustra as respostas dos índices de preço desagregados do PPI 6-7 dígitos a um choque monetário. O primeiro gráfico mostra os resultados de um VAR identificado por Cholesky com os índices desagregados respondendo contemporaneamente ao choque. O segundo reporta as respostas do VAR com restrição de contemporaneidade. O padrão das respostas setoriais não se altera muito de um método para o outro. A tabela A.1 mostra que a correlação da *cross-section* entre as duas estimações é bastante elevada.

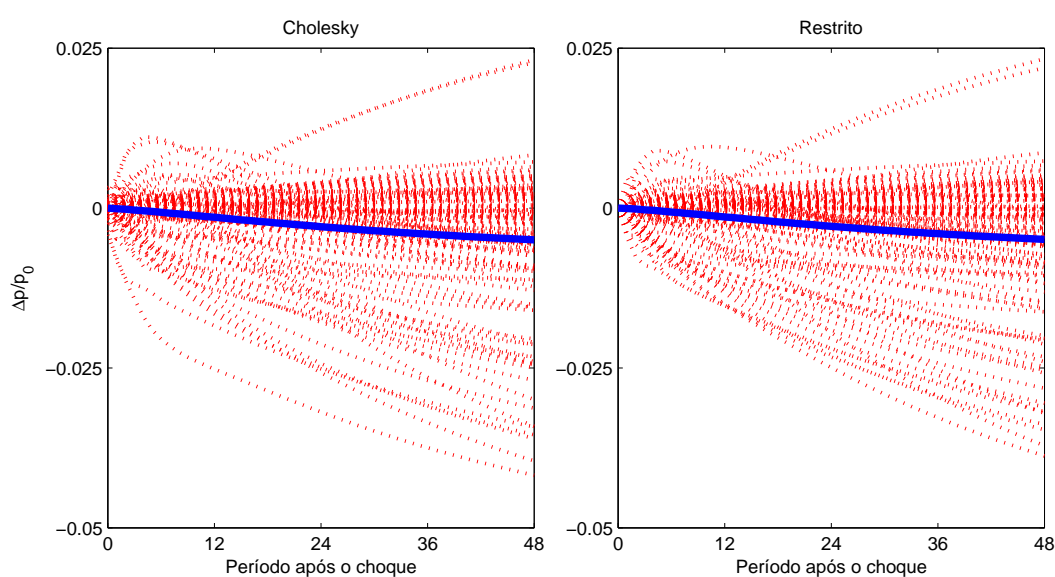


Figura A.1: Robustez das IRFs dos índices desagregados no Cholesky e no VAR restrito. Índices setoriais: linhas pontilhadas. Média dos índices setoriais (não-ponderado): linha contínua.

Tabela A.1: Correlação das IRFs na *cross-section* do VAR identificado por Cholesky e do VAR restrito

| Período | Correlação |
|---------|------------|
| 6 | 0.960 |
| 12 | 0.973 |
| 18 | 0.981 |
| 24 | 0.986 |
| 30 | 0.989 |
| 36 | 0.991 |
| 42 | 0.993 |
| 48 | 0.994 |