2072
TEXTO PARA DISCUSSÃO

POLÍTICA MONETÁRIA E CÂMBIO: EFEITOS SOBRE PREÇOS DESAGREGADOS EM UM MODELO FAVAR PARA O BRASIL

Elcyon Caiado Lima
Thiago Sevilhano Martinez
Vinícius dos Santos Cerqueira

ipea

2072

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, abril de 2015

POLÍTICA MONETÁRIA E CÂMBIO: EFEITOS SOBRE PREÇOS DESAGREGADOS EM UM MODELO FAVAR PARA O BRASIL[1]

Elcyon Caiado Lima[2]
Thiago Sevilhano Martinez[3]
Vinícius dos Santos Cerqueira[4]

1. Esta versão é anterior à apresentada no XLII Encontro Nacional de Economia da ANPEC realizado em dezembro de 2014 em Natal/RN.

2. Professor da Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ). *E-mail*: <elcyon.lima@uerj.br>.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: <thiago.martinez@ipea.gov.br>.

4. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac do Ipea. *E-mail*: <vinicius.cerqueira@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Roberto Mangabeira Unger

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Jessé José Freire de Souza

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais, Substituto
Bernardo Alves Furtado

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto
Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete, Substituto
José Eduardo Elias Romão

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2015

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: E310; E520; E370.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 DADOS E AGREGAÇÃO DOS RESULTADOS 10

3 METODOLOGIA: MODELO FAVAR E IDENTIFICAÇÃO POR RESTRIÇÃO DE SINAIS 12

4 SINAIS DAS RESPOSTAS A CHOQUES MONETÁRIOS E CAMBIAIS 13

5 MAGNITUDE DAS RESPOSTAS A CHOQUES 20

6 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA 22

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS 27

REFERÊNCIAS 30

APÊNDICE A 32

SINOPSE

Este trabalho investiga o efeito de choques monetários e cambiais sobre a dinâmica de preços desagregados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), de 1999 a 2011. Para tanto, os resultados foram analisados com o emprego de um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos – factor-augmented vector autoregressive (Favar) –, apresentados por diferentes níveis de agregação. O modelo é estimado por técnicas bayesianas, e as funções de resposta-impulso são construídas utilizando restrições de sinais sobre as respostas de variáveis macroeconômicas. Os principais resultados foram: *i)* 65,9% dos preços dos subitens investigados caem após um choque monetário e 50,7% sobem após um choque cambial; *ii)* apenas 2,6% dos subitens (peso de 1,6% no índice total) apresentaram price puzzle para choques monetários e 2,3% (peso de 0,5% no índice total) para choques cambiais; *iii)* choques macroeconômicos são mais persistentes do que os choques específicos; e *iv)* as respostas são diferenciadas conforme o setor considerado.

Palavras-chave: preços desagregados; choques monetários e cambiais; modelo Favar.

ABSTRACT

This paper investigates the effect of monetary and exchange rate shocks on disaggregated prices of the Brazilian Consumer Price Index (IPCA), from 1999 to 2011. We analyze the results of a factor-augmented vector autoregressive model (Favar), which are presented by different levels of aggregation. We estimate the model using Bayesian techniques, and construct impulse-response functions using sign restrictions over the responses of macroeconomic variables. The main results were: *i)* 65.9% of the surveyed prices at the sub-items level fell after a monetary shock and 50.7% rose after exchange rate's shock; *ii)* only 2.6% of the sub-items (weight of 1.6% of the index) showed the price puzzle for monetary shocks and 2.3% (weight of 0.5% of the index) for exchange rate shocks; *iii)* macroeconomic shocks are more persistent than series-specific shocks; *iv)* the answers are different according to the sector considered.

Keywords: disaggregated prices; monetary and exchange rate shocks; Favar model.

1 INTRODUÇÃO

A hipótese de rigidez de preços é adotada usualmente em modelos macroeconômicos novo-keynesianos para explicar a existência de efeitos de curto prazo da política monetária sobre variáveis reais. Os mecanismos mais comuns pelo qual esse efeito emerge são baseados nos modelos de Calvo (1983), segundo o qual apenas uma parcela das firmas pode reajustar preços a cada período, e de Taylor (1980, 1999), em que há rigidez de preços por um período estabelecido. Em ambos os modelos, os ajustes são dessincronizados entre as firmas, e a persistência dos choques monetários sobre variáveis reais é inversamente proporcional à frequência dos reajustes ou equivalente à probabilidade que uma firma tem de reajustar seu preço a cada período. Em aplicações empíricas, o período de duração dos preços supostos em modelos calibrados similares a estes está tipicamente ao redor de um ano (como é indicado, por exemplo, na resenha de Goodfriend e King, 1997).

Contudo, a fundamentação empírica desta hipótese tem sido questionada por pesquisas sobre o comportamento dos preços individuais em microdados de índices de preços abrangentes. Com dados que cobrem 70% da cesta do índice de preços ao consumidor – consumer price index (CPI) – dos Estados Unidos, o estudo pioneiro de Bils e Klenow (2004) afere que as frequências de reajustes de preços individuais são bem maiores que o suposto em modelos do tipo Calvo e Taylor, o que implica maior volatilidade e menor persistência dos preços. Resultados similares são observados em diversos estudos que cobrem outros países e índices de preços, conforme a síntese de Klenow e Malin (2010).

A validade dos modelos teóricos de determinação de preços também é questionada por Balke e Wynne (2007) por meio da observação dos movimentos de preços desagregados. Com ênfase nos efeitos da política monetária sobre preços relativos, estimam as respostas a choques monetários de mais de 600 componentes do índice de preços ao produtor – producer price index (PPI) – dos Estados Unidos, anexando a um VAR parcimonioso, uma a uma, as equações de determinação dos preços desagregados. São observadas respostas com sinal oposto ao esperado – o chamado *price puzzle*, aumento (redução) de preços em resposta a uma contração (expansão) monetária – para aproximadamente metade dos preços. Este resultado contraria os modelos teóricos de rigidez de preços de curto prazo, segundo os quais movimentos de preços relativos podem surgir se alguns preços se alteram mais que outros, mas não há diferenças na direção dos movimentos.

Boivin, Giannoni e Mihov (2009) explicam essas contradições analisando separadamente os efeitos sobre os preços desagregados de choques setoriais específicos e choques macroeconômicos, separados em choque monetário e choque comum. Os choques são identificados por um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos (Favar). A política monetária é representada pela taxa de juros básica e os demais determinantes macroeconômicos por cinco fatores latentes comuns, extraídos de um conjunto formado por indicadores macroeconômicos e pelas próprias séries de preços e quantidades desagregadas, tanto do CPI quanto do PPI.

Os autores chegam a resultados que permitem conciliar as evidências de alta volatilidade de preços desagregados e rigidez de preços agregados. Três dos principais resultados merecem ser destacados. Primeiro, a volatilidade dos preços desagregados é majoritariamente explicada por oscilações nos componentes específicos das séries, já os componentes macroeconômicos explicam em média apenas 15% desta volatilidade. Segundo, os choques nos componentes específicos dos setores têm baixa persistência, enquanto os efeitos dos choques macroeconômicos têm propagação lenta sobre os preços. Como na agregação os choques específicos tendem a se cancelar, a inflação da economia responde mais aos choques macroeconômicos, tem baixa volatilidade e alta persistência. Terceiro, os efeitos dos choques monetários são similares aos dos choques macroeconômicos condensados nos fatores, com respostas dos preços desagregados lentas, mas persistentes.

Além disso, ainda quanto à resposta ao choque monetário, em Boivin, Giannoni e Mihov (2009) o *price puzzle* ocorreu em uma quantidade muito pequena de setores, contrastando com o apresentado por Balke e Wynne (2007), e não ocorre no nível agregado. Conforme Sims (1992), em VARs com poucas variáveis, os choques monetários tendem a gerar o *price puzzle* em razão da omissão de variáveis relevantes empregadas pelos formuladores de política monetária. O Favar corrige esse problema porque os fatores comuns condensam a informação macroeconômica relevante de diversas séries.

Para o Brasil, esta discussão ainda é incipiente, com maior ênfase nos estudos microeconômicos de comportamento de preços ao estilo de Bils e Klenow (2004). Gouvea (2007) e Barros e Matos (2009) analisam os microdados do Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Getulio Vargas (IPC/FGV), enquanto Lopes (2008) investiga os microdados do IPC do município de São Paulo calculado pela Fundação Instituto

de Pesquisas Econômicas (Fipe). Em geral, são observados resultados similares aos dos estudos internacionais: elevada volatilidade dos preços desagregados, mudanças de preços frequentes (a duração média dos preços no Brasil é ainda menor que o observado para os Estados Unidos e a Europa) e de magnitude elevada, além de heterogeneidade setorial.

Para as respostas a choques agregados, Guillén e Garcia (2011) investigam os efeitos de choques monetários e cambiais sobre os 512 subitens do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) entre 1999 e 2006. Como em Balke e Wynne (2007), também dão ênfase na dispersão de preços relativos e adicionam as equações de preços individualmente a um VAR parcimonioso. O *price puzzle* ocorre em 296 subitens para o choque monetário e 204 subitens para o choque cambial.

O objetivo deste artigo é estimar para o Brasil os impactos de choques monetários e cambiais sobre os preços no maior nível de desagregação do IPCA, empregando o modelo Favar. Além desses choques, são identificados os efeitos de fatores comuns e do componente específico para 343 séries de subitens do IPCA, que cobrem o período de agosto de 1999 a dezembro de 2011 em periodicidade mensal. Utiliza-se o procedimento de identificação por restrição de sinais nas respostas das variáveis macroeconômicas que compõem o Favar aos choques monetário e cambial. Os resultados são comentados para o conjunto do IPCA e para desagregações setoriais em dois níveis hierárquicos, com quatro e quinze categorias. São analisados os sinais das respostas, a efetividade dos choques nas diferentes categorias de preços e a importância relativa dos choques macroeconômicos e específicos para a decomposição da variância.

O texto está dividido em mais seis seções além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os dados utilizados e a classificação adotada na agregação dos resultados. A terceira seção discute a metodologia do modelo Favar com identificação por restrições de sinais e estimação pelo amostrador de Gibbs. Os resultados são analisados nas seções seguintes: os sinais das funções de resposta a impulso, na seção quatro; a magnitude das respostas, na seção cinco; e a decomposição da variância, na seção seis. A sétima seção conclui o trabalho com a discussão dos principais resultados para o conjunto do IPCA e por setores.

2 DADOS E AGREGAÇÃO DOS RESULTADOS

As séries desagregadas de inflação utilizadas neste trabalho são as taxas de variação percentual de preços dos subitens do IPCA, em frequência mensal, no período de agosto de 1999 a dezembro de 2011. No período abarcado neste estudo, houve, em julho de 2006, uma revisão da estrutura de ponderação do IPCA para compatibilizá-la à Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, substituindo a estrutura vigente desde 1999, com base na POF de 1995-1996.[1]

Em razão de mudanças nos padrões de consumo, é usual que, nas revisões de estruturas de ponderação, seja alterada a lista de bens que compõem o índice de preços. Isso ocorre principalmente no nível de subitem, que é o menor nível de agregação do IPCA. Contudo, na revisão de 2006, a quantidade de séries alteradas no nível de subitem foi bastante elevada. Isso ocorreu porque, para facilitar o acompanhamento mensal, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) alterou os critérios de inclusão de subitens na cesta do IPCA. Foi elevado o peso mínimo, a partir do qual o subitem é necessariamente incluído, e reduzido o percentual de cobertura mínima de subitens para cada item, o nível de agregação superior ao subitem. Considerando categorias retiradas, acrescentadas e fundidas, o saldo foi de redução do total de subitens de 512 para 384 categorias.

Neste trabalho, foram consideradas somente as séries de subitens mantidas na revisão de 2006 e aquelas para as quais há uma correspondência imediata entre os dois períodos, verificada pelo tradutor das estruturas disponível no site do IBGE (2006).[2] Resultaram deste procedimento 342 séries, sendo as restantes agregadas em uma única categoria denominada 9999999. Outros. Contudo, como a maior parte das séries excluídas

1. As últimas revisões da estrutura de ponderação do IPCA ocorreram em agosto de 1999, julho de 2006 e janeiro de 2012. Em janeiro de 2012, dos 384 subitens existentes foram retirados 50 e acrescentados 31, resultando em 365 subitens. Quando este estudo foi iniciado, havia poucas observações disponíveis após a revisão de janeiro de 2012, então se optou por desconsiderar os dados posteriores para não haver perda no número de séries. Os dados da estrutura anterior a 1999 foram desconsiderados por ser este o ano de início do atual regime de política macroeconômica, com a adoção do tripé metas de inflação, câmbio flutuante e *superavit* primário.

2. Por correspondência imediata, entendem-se séries em que o código de identificação foi mantido e só o nome mudou, além daquelas em que houve agregação ou desagregação em 2006 e há equivalência direta entre séries dos dois períodos. Nestes casos, foi construída uma única série agregada para os dois períodos. Por exemplo, as séries existentes até 2006 1102038. Massa para pizza, 1102040. Massa para pastel e 1102043. Massa para lasanha, que juntas correspondem exatamente à série 1102029. Massa semipreparada no período posterior, foram agregadas em uma única série também no período até 2006. Na agregação, cada série foi ponderada pela razão entre seu peso no IPCA no mês e a soma dos pesos de todas as séries agregadas naquela categoria.

ou acrescentadas na revisão tem peso pequeno, as 342 séries cobrem mais de 97% da ponderação do índice em todo o período.

As 343 séries de taxas de variação de preços foram dessazonalizadas pelo método X12-ARIMA. Foram utilizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado – Augmented Dickey-Fuller (ADF) – e Phillips-Perron. Os resultados do teste ADF, utilizando critério Schwarz de seleção de defasagens, mostram que apenas o subitem 2104015. Sabão em barra apresenta raiz unitária. Já para o teste Phillips-Perron, em nenhum caso se aceitou a hipótese de presença de raiz unitária. Nesse contexto, trabalhou-se com a hipótese de que todas as séries de variação de preços são estacionárias.

Na metodologia econométrica, são incluídas algumas variáveis macroeconômicas à parte dos fatores dinâmicos. Para estas, que serão apresentadas na próxima seção, as funções de resposta a impulso são construídas impondo-se restrições de sinais. As variáveis para as quais foram construídas restrições de sinais foram: taxa de juros Selic, câmbio nominal, IPCA, *swap* (DI pré) de 180 dias, M1 e índice da produção industrial. Todas estas séries foram utilizadas em logaritmo natural.

Na apresentação das respostas dos preços de subitens aos choques, são exibidos os resultados não só para o conjunto do IPCA mas também em agregações por setores. Nos níveis de desagregação do IPCA utilizados pelo IBGE, as categorias são formadas conforme a finalidade do uso pelo consumidor, de maneira que, frequentemente, são reunidos tipos de produtos com características discrepantes quanto à formação de preços. Neste estudo, adotou-se a classificação do IPCA por natureza dos produtos proposta por Martinez (2014), a qual é compatível com as diferentes desagregações do IPCA divulgadas pelo Banco Central do Brasil (BCB). Dos três níveis desta classificação, foram empregados dois, em quatro e quinze categorias. A classificação completa é apresentada no apêndice A (quadro A.1), com algumas adaptações em relação à versão de Martinez (2014), para levar em consideração a agregação e o descarte de algumas das séries em razão da compatibilização dos períodos antes e após 2006.

3 METODOLOGIA: MODELO FAVAR E IDENTIFICAÇÃO POR RESTRIÇÃO DE SINAIS

A metodologia econométrica utilizada neste trabalho permite estimar um VAR estrutural utilizando um grande numero de informações. O modelo Favar foi utilizado por Bernanke, Boivin e Eliasz (2005) para investigar o impacto de choques monetários sobre um conjunto amplo de variáveis da economia dos Estados Unidos. Uma aplicação do modelo para os dados da economia brasileira é feita por Almeida, Alves e Lima (2012). Utilizando técnicas bayesianas de estimação, os autores analisam os efeitos de choques monetários e cambiais sobre variáveis econômicas brasileiras. Neste artigo, utiliza-se o mesmo método de estimação e identificação, cujas etapas principais são resumidas a seguir.[3]

O modelo Favar pode ser representado pelas seguintes equações:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \tag{1}$$

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \tag{2}$$

em que Y_t é um vetor com um número pequeno de variáveis macroeconômicas, incluindo as variáveis de política monetária e câmbio; F_t é um vetor com um número pequeno de fatores não observados extraídos das 343 séries de preços desagregados, os quais resumem a informação macroeconômica pertinente não captada por Y_t; X_t é um vetor com as com 343 séries temporais de variação de preços de subitens do IPCA; $\Phi(L)$ é o polinômio do operador de defasagens L de ordem finita d, que pode conter uma restrição, *a priori*, sobre os seus valores; Λ^f e Λ^y são matrizes de cargas fatoriais; e_t é um vetor de erros com média zero e não correlacionado contemporânea e serialmente; e v_t é um vetor de erros com média zero.

A equação (1) é um VAR em (Y_t, F_t). A equação (2) mostra o impacto dos fatores não observados e dos choques monetário e cambial nos preços desagregados. A estimação do modelo é feita em um único estágio por meio de um método bayesiano que utiliza

3. Para uma apresentação detalhada da metodologia, ver Almeida, Alves e Lima (2012).

o amostrador de Gibbs, que é uma das abordagens apresentadas por Bernanke, Boivin e Eliasz (2005).

Os choques são identificados por restrições de sinais. Como em Almeida, Alves e Lima (2012), as restrições de sinais foram estabelecidas utilizando os resultados do modelo Mundell Fleming Estocástico Dinâmico apresentado em Lima, Maka e Alves (2011). A tabela 1 resume as restrições de sinais sobre as funções impulso-resposta utilizadas para identificar os choques de política monetária e da taxa de câmbio.

TABELA 1
Restrições de sinal impostas para a identificação do modelo Favar[1]

Tipo de choque	Resposta das variáveis				
	Taxa Selic	Taxa de câmbio	IPCA	Produção industrial	M1
Política monetária	≥ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0
Taxa de câmbio	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0

Fonte: Almeida, Alves e Lima (2012).
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Restrições estabelecidas às respostas de um a cinco passos à frente.

É imposto que um choque contracionista de política monetária, mediante uma inovação que eleva a taxa de juros, provoca respostas não negativas da taxa de juros e não positivas do nível de preços, da produção, do estoque de M1 e da taxa de câmbio. Para um choque na taxa de câmbio (desvalorização cambial), as restrições indicam que a taxa de juros, o nível de preços, a produção e o estoque de M1 não apresentam respostas negativas.

4 SINAIS DAS RESPOSTAS A CHOQUES MONETÁRIOS E CAMBIAIS

Nesta seção, são apresentados os sinais das funções de resposta a impulso das 343 séries de subitens (incluindo a categoria "outros"),[4] em doze meses, a choques de um desvio padrão nas variáveis de política monetária e câmbio.

4. A categoria "outros" foi acrescentada somente para completar a ponderação de 100% do IPCA. Nesta e nas próximas seções, seus resultados não serão comentados porque se trata de um resíduo de séries descontinuadas, sem significado econômico.

A tabela 2 apresenta os sinais das respostas a choques monetários, agregados pela proporção do peso de cada subitem em relação ao peso da categoria. A coluna "Peso no IPCA" mostra o peso de cada categoria no IPCA em dezembro de 2011. Os valores nas demais colunas, que somam 100% em cada linha, indicam a proporção de subitens da categoria que têm os sinais das respostas na direção indicada. Na coluna "Negativo", estão os produtos em que a resposta ao aumento de juros é a esperada pela teoria, ou seja, redução de preços; a coluna "Não significativo" representa aqueles em que a resposta não é significativamente diferente de zero ao longo dos doze meses; os subitens em que os preços sobrem em resposta ao aumento de juros estão na coluna "Positivo"; e, por fim, a coluna "Positivo/Negativo" indica subitens em que, ao longo do período, ocorreram respostas positivas e negativas.

Para o IPCA como um todo, os subitens em que as respostas são as esperadas pela teoria respondem por aproximadamente 70% da ponderação do índice, a resposta é não significativa para 28,4% e menos de 2% da cesta tem sinais opostos ao esperado em algum momento. Essas proporções diferem pouco para as categorias da desagregação de primeiro nível. Destacam-se os produtos industriais pela maior proporção de efeitos positivos e os monitorados pela maior proporção de não significativos.

No segundo nível, há maior discrepância entre as categorias. Aquelas com proporção de respostas negativas acima do observado no IPCA todo são: nos serviços, a alimentação fora do domicílio e a moradia, com 100%, e os serviços diversos; nos monitorados, os preços de saúde, também com 100%, assim como o transporte público e os monitorados diversos, ambas próximas a 90%; nos industriais, despontam os semiduráveis, com 90%, e os alimentos comercializáveis, com quase 75%. Nas respostas não significativas, destacam-se: os monitorados de energia, com mais de 90%; os serviços pessoais, com 74%, e serviços de educação e lazer, com mais de 40%; e os alimentos não comercializáveis, com quase 50%.

TABELA 2
Análise do sinal das respostas em doze meses a um choque monetário contracionista
(Em % do peso da categoria)

Agrupamento	Peso no IPCA	Choque monetário (aumento de juros)			
		Negativo	Não significativo	Positivo	Positivo/negativo
Total dos subitens (IPCA)	**100,0**	**69,9**	**28,4**	**1,5**	**0,1**
Desagregação em primeiro nível					
1. Alimentos e bebidas	15,0	70,3	28,3	0,8	0,5
2. Produtos industriais	21,9	72,2	22,3	5,5	0,0
3. Serviços	33,6	71,0	28,3	0,7	0,0
4. Monitorados	27,2	64,0	36,0	0,0	0,0
Outros	2,3	100,0	0,0	0,0	0,0
Desagregação em segundo nível					
Alimentos e bebidas					
11. Comercializáveis	12,5	74,6	24,3	0,4	0,6
12. Não comercializáveis	2,4	48,1	49,0	2,9	0,0
Produtos industriais					
21. Duráveis	7,1	51,7	33,7	14,7	0,0
22. Semiduráveis	9,2	89,7	9,7	0,6	0,0
23. Não duráveis	5,5	69,5	28,7	1,8	0,0
Serviços					
31. Alimentação fora do domicílio	8,4	100,0	0,0	0,0	0,0
32. Educação	6,0	55,2	43,5	1,4	0,0
33. Moradia (aluguel, condomínio)	5,0	100,0	0,0	0,0	0,0
34. Serviços pessoais	5,9	25,6	74,4	0,0	0,0
35. Lazer, turismo e comunicação	4,2	56,1	43,9	0,0	0,0
36. Diversos (manutenção, transporte e saúde)	4,1	80,3	16,2	3,5	0,0
Monitorados					
41. Energia (combustíveis e elétrica)	8,8	5,6	94,4	0,0	0,0
42. Plano de saúde e medicamentos	6,2	100,0	0,0	0,0	0,0
43. Transporte público	6,1	88,4	11,6	0,0	0,0
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	6,1	87,3	12,7	0,0	0,0

Elaboração dos autores.

Por fim, a ocorrência do *price puzzle*, com respostas positivas dos preços ao aumento de juros, é mais destacada, principalmente, nos industriais duráveis, com quase 15%, e, em menor medida, nos serviços diversos e alimentos não comercializáveis, ambos ao redor de 3%.

A tabela 3 traz também o sinal das respostas a um choque monetário contracionista, mas agregando os subitens sem levar em consideração o seu peso. A coluna "Número de subitens" mostra a quantidade de subitens que compõem a categoria, enquanto as demais colunas indicam as proporções do número de subitens conforme o sinal da resposta.

TABELA 3
Análise do sinal das respostas em doze meses a um choque monetário contracionista
(Em % do número de subitens da categoria)

Agrupamento	Número de subitens	Choque monetário (aumento de juros)			
		Negativo	Não significativo	Positivo	Positivo/negativo
Total dos subitens (IPCA)	**343**	**65,9**	**31,5**	**2,3**	**0,3**
Desagregação em primeiro nível					
1. Alimentos e bebidas	138	59,4	38,4	1,4	0,7
2. Produtos industriais	112	75,0	21,4	3,6	0,0
3. Serviços	57	64,9	31,6	3,5	0,0
4. Monitorados	35	62,9	37,1	0,0	0,0
Outros	1	100,0	0,0	0,0	0,0
Desagregação em segundo nível					
Alimentos e bebidas					
11. Comercializáveis	84	76,2	21,4	1,2	1,2
12. Não comercializáveis	54	33,3	64,8	1,9	0,0
Produtos industriais					
21. Duráveis	26	76,9	19,2	3,8	0,0
22. Semiduráveis	51	76,5	21,6	2,0	0,0
23. Não duráveis	35	71,4	22,9	5,7	0,0
Serviços					
31. Alimentação fora do domicílio	9	100,0	0,0	0,0	0,0
32. Educação	6	50,0	33,3	16,7	0,0
33. Moradia (aluguel, condomínio)	3	100,0	0,0	0,0	0,0
34. Serviços pessoais	9	44,4	55,6	0,0	0,0
35. Lazer, turismo e comunicação	13	61,5	38,5	0,0	0,0
36. Diversos (manutenção, transporte, saúde)	17	58,8	35,3	5,9	0,0
Monitorados					
41. Energia (combustíveis e elétrica)	7	28,6	71,4	0,0	0,0
42. Plano de saúde e medicamentos	12	100,0	0,0	0,0	0,0
43. Transporte público	8	50,0	50,0	0,0	0,0
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	8	50,0	50,0	0,0	0,0

Elaboração dos autores.

Para o IPCA todo, a diferença é pequena, comparando com a tabela 2, com uma leve redução na proporção de respostas negativas e aumento nas outras. Na desagregação de primeiro nível, a maior diferença está no grupo dos alimentos e bebidas, em razão da grande quantidade de subitens de alimentos não comercializáveis com respostas não significativas e peso pequeno. Nos serviços, há aumento na proporção de respostas positivas e não significativas, ou seja, essas respostas ocorrem com mais frequência nas categorias de menor peso. Nos monitorados, isso também ocorre no transporte público e nos monitorados diversos, mas dá-se o oposto na energia. Para os produtos industriais, há mais respostas positivas em subitens com peso baixo nos semiduráveis e não duráveis; mais respostas não significativas em subitens de baixo peso nos semiduráveis; e mais respostas negativas em subitens de baixo peso nos duráveis.[5]

As respostas em doze meses a choques cambiais estão na tabela 4, com os subitens agregados levando em consideração o peso no IPCA.

A tabela 4 é similar à tabela 2, com a diferença que o resultado esperado ao choque de desvalorização cambial é a resposta positiva das variações de preços. Para o conjunto do IPCA, pouco mais da metade da ponderação do índice responde positivamente ao choque cambial. A resposta é não significativa para 47% do índice, e apenas 0,5% do IPCA tem respostas negativas em algum momento. Na desagregação em primeiro nível, a situação mais próxima à do IPCA é a dos produtos industriais. Nos alimentos e bebidas, a distribuição das proporções também é parecida, mas com pouco mais da metade da ponderação com respostas não significativas. Os serviços têm a maior proporção de respostas não significativas, 60% de seu peso; e os monitorados, a maior proporção de respostas na direção esperada, com 67%.

5. Dos 342 subitens, somente nove apresentam elevações de preços em resposta a choques monetários contracionistas. Um deles, o subitem 1104032. Sorvete, tem respostas positivas e negativas ao longo dos doze meses. Os oito restantes, que têm respostas positivas, são: 1106027. Tangerina, 1116010. Alho, 4103005. Agasalho infantil, 5102013. Estacionamento, 5102020. Automóvel usado, 6301010. Produto para unha, 6301015. Absorvente higiênico, 8101001. Creche. O mais relevante destes é o automóvel usado, cujo peso no IPCA é maior que 1% e, portanto, responde pela maior parte da ponderação total de 1,6% dos subitens com *price puzzle*. Por ser um bem substituto do automóvel novo, que geralmente é adquirido com financiamento, é de se esperar que aumentos nos juros elevem sua demanda. Os demais subitens têm pesos pequenos.

TABELA 4
Análise do sinal das respostas em doze meses a um choque cambial positivo
(Em % do peso da categoria)

Agrupamento	Peso no IPCA	Choque cambial (desvalorização cambial)			
		Positivo	Não significativo	Negativo	Positivo/negativo
Total dos subitens (IPCA)	**100,0**	**52,6**	**46,9**	**0,4**	**0,1**
Desagregação em primeiro nível					
1. Alimentos e bebidas	15,0	47,4	52,2	0,5	0,0
2. Produtos industriais	21,9	54,0	44,6	1,0	0,3
3. Serviços	33,6	39,3	60,3	0,4	0,0
4. Monitorados	27,2	66,6	33,4	0,0	0,0
Outros	2,3	100,0	0,0	0,0	0,0
Desagregação em segundo nível					
Alimentos e bebidas					
11. Comercializáveis	12,5	48,8	50,8	0,4	0,0
12. Não comercializáveis	2,4	40,1	59,2	1,0	0,0
Produtos industriais					
21. Duráveis	7,1	28,7	69,1	2,2	0,0
22. Semiduráveis	9,2	66,1	33,9	0,0	0,0
23. Não duráveis	5,5	66,8	30,9	1,3	1,1
Serviços					
31. Alimentação fora do domicílio	8,4	99,1	0,9	0,0	0,0
32. Educação	6,0	0,0	100,0	0,0	0,0
33. Moradia (aluguel, condomínio)	5,0	40,7	59,3	0,0	0,0
34. Serviços pessoais	5,9	0,0	100,0	0,0	0,0
35. Lazer, turismo e comunicação	4,2	48,6	51,4	0,0	0,0
36. Diversos (manutenção, transporte, saúde)	4,1	19,4	77,1	3,5	0,0
Monitorados					
41. Energia (combustíveis e elétrica)	8,8	2,0	98,0	0,0	0,0
42. Plano de saúde e medicamentos	6,2	100,0	0,0	0,0	0,0
43. Transporte público	6,1	99,8	0,2	0,0	0,0
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	6,1	92,9	7,1	0,0	0,0

Elaboração dos autores.

No segundo nível, destacam-se pela proporção de repasses do câmbio aos preços na direção esperada: todos os monitorados com exceção da energia, com quase 100% de respostas positivas; serviços de alimentação fora do domicilio, com 99%; e industriais não duráveis e semiduráveis, com 66%. Na proporção de respostas não significativas, destacam-se: a maior parte dos serviços, exceto a alimentação fora do domicílio, em especial educação e serviços pessoais, com 100%; os monitorados de energia, com 98%; e os industriais duráveis, com quase 70%. As maiores proporções de respostas negativas estão nos serviços diversos, com 3,5%; e nos industriais duráveis, com 2,2%.

Na tabela 5, que é análoga à tabela 3, os sinais das respostas a choques cambiais são agregados sem levar em consideração o peso dos subitens. Como ocorrido para o choque monetário, em geral, há pouca diferença para a agregação que considera os pesos. Há uma redução pequena na proporção de respostas positivas, compensada pelo aumento da proporção de respostas negativas e positivas/negativas. Isso indica que os poucos subitens que têm respostas contraintuitivas também têm peso pequeno, o que é observado para todas as categorias que apresentam esse tipo de resposta.[6]

TABELA 5
Análise do sinal das respostas em doze meses a um choque cambial positivo
(Em % do número de subitens da categoria)

Agrupamento	Número de subitens	Choque cambial (desvalorização cambial)			
		Positivo	Não signifivativo	Negativo	Positivo/negativo
Total dos subitens (IPCA)	**343**	**50,7**	**46,9**	**2,0**	**0,3**
Desagregação em primeiro nível					
1. Alimentos e bebidas	138	38,4	60,1	1,4	0,0
2. Produtos industriais	112	65,2	30,4	3,6	0,9
3. Serviços	57	36,8	61,4	1,8	0,0
4. Monitorados	35	74,3	25,7	0,0	0,0
Outros	1	100,0	0,0	0,0	0,0
Desagregação em segundo nível					
Alimentos e bebidas					
11. Comercializáveis	84	53,6	45,2	1,2	0,0
12. Não comercializáveis	54	14,8	83,3	1,9	0,0
Produtos industriais					
21. Duráveis	26	57,7	34,6	7,7	0,0
22. Semiduráveis	51	68,6	31,4	0,0	0,0
23. Não duráveis	35	65,7	25,7	5,7	2,9
Serviços					
31. Alimentação fora do domicílio	9	88,9	11,1	0,0	0,0
32. Educação	6	0,0	100,0	0,0	0,0
33. Moradia (aluguel, condomínio)	3	66,7	33,3	0,0	0,0

(Continua)

6. Para a resposta ao choque cambial, oito subitens apresentaram respostas na direção oposta à esperada em algum momento. Sete deles tiveram respostas significativas somente na direção negativa: 1101053. Feijão macassar (fradinho); 1116010. Alho; 3201027. Lâmpada; 3202005. Aparelho de DVD; 4301001. Bijuteria; 5102013. Estacionamento; 6301010. Produto para unha. Respostas em ambas as posições, positiva e negativa, ocorrem somente no subitem 6301015. Absorvente higiênico. Cabe ressaltar que todos estes subitens têm peso baixo no IPCA, totalizando 0,5% da ponderação do índice.

(Continuação)

Agrupamento	Número de subitens	Choque cambial (desvalorização cambial)			
		Positivo	Não signifivativo	Negativo	Positivo/negativo
34. Serviços pessoais	9	0,0	100,0	0,0	0,0
35. Lazer, turismo e comunicação	13	46,2	53,8	0,0	0,0
36. Diversos (manutenção, transporte, saúde)	17	29,4	64,7	5,9	0,0
Monitorados					
41. Energia (combustíveis e elétrica)	7	28,6	71,4	0,0	0,0
42. Plano de saúde e medicamentos	12	100,0	0,0	0,0	0,0
43. Transporte público	8	75,0	25,0	0,0	0,0
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	8	75,0	25,0	0,0	0,0

Elaboração dos autores.

Para cada categoria, quando na comparação com a tabela 4, aumenta substancialmente a proporção de respostas em um sinal. Pode-se dizer que o peso médio dos subitens com aquele sinal de resposta é menor que a média para os subitens da categoria nos sinais em que a proporção cai. Para as respostas positivas, os maiores aumentos – entre 25 pontos percentuais (p.p.) e 30 p.p. – ocorreram nos industriais duráveis, monitorados de energia e serviços de moradia. Para as respostas não significativas, a proporção aumenta mais nos alimentos não comercializáveis, transporte público e monitorados diversos – entre 17 p.p. e 25 p.p.

5 MAGNITUDE DAS RESPOSTAS A CHOQUES

Os valores centrais dos intervalos de confiança das funções de resposta a impulso dos subitens foram acumulados nos doze meses e foi obtido seu valor médio para as mesmas categorias agregadas já apresentadas. Isso foi feito para as respostas a choques de um desvio-padrão nas variáveis de política monetária, câmbio e no conjunto dos fatores comuns às séries. Nas médias, todas as séries foram ponderadas pelo seu peso no IPCA, e aquelas com respostas não significativas entraram com valor zero. Os resultados são apresentados na tabela 6.

TABELA 6
Média ponderada por categoria das respostas significativas acumuladas em doze meses

Agrupamento	Peso no IPCA	Choques macroeconômicos		
		Monetário	Cambial	Comum
IPCA – Média dos subitens	100,0	-0,18	0,22	3,73
Desagregação em primeiro nível				
1. Alimentos e bebidas	15,0	-0,25	0,17	2,85
2. Produtos industriais	21,9	-0,17	0,20	3,52
3. Serviços	33,6	-0,20	0,17	3,71
4. Monitorados	27,2	-0,10	0,27	4,16
Outros	2,3	-0,60	0,87	6,51
Desagregação em segundo nível				
Alimentos e bebidas				
11. Comercializáveis	12,5	-0,28	0,18	3,04
12. Não comercializáveis	2,4	-0,13	0,08	1,86
Produtos industriais				
21. Duráveis	7,1	-0,13	0,13	4,14
22. Semiduráveis	9,2	-0,19	0,21	2,80
23. Não duráveis	5,5	-0,19	0,30	3,92
Serviços				
31. Alimentação fora do domicílio	8,4	-0,48	0,49	4,27
32. Educação	6,0	-0,07	0,00	2,50
33. Moradia (aluguel, condomínio)	5,0	-0,16	0,19	7,26
34. Serviços pessoais	5,9	-0,07	0,00	2,33
35. Lazer, turismo e comunicação	4,2	-0,03	0,16	2,76
36. Diversos (manutenção, transporte, saúde)	4,1	-0,19	0,04	3,02
Monitorados				
41. Energia (combustíveis e elétrica)	8,8	-0,01	0,01	4,03
42. Plano de saúde e medicamentos	6,2	-0,21	0,48	3,73
43. Transporte público	6,1	-0,15	0,37	4,17
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	6,1	-0,06	0,34	4,77

Elaboração dos autores.

De imediato, nota-se que os valores são muito mais altos para o componente comum. Isto é esperado, dado que ele reúne as oscilações comuns às séries, de maneira que pode ser interpretado como o conjunto dos choques macroeconômicos pertinentes para a inflação ao consumidor.

Quanto aos choques monetário e cambial, sua magnitude é similar para o IPCA todo, com maior efeito dos choques cambiais. Na desagregação de primeiro nível, comparando os impactos dos dois choques, em valor absoluto, em cada categoria, para alimentos e serviços, o monetário tem mais efeito, enquanto para industrializados e monitorados o cambial afeta mais. Ainda assim, em cada grupo, as magnitudes desses dois tipos de efeitos são próximas, exceto nos monitorados, em que o impacto do câmbio é quase o triplo da política monetária.

Podem-se comparar, para os três choques, as respostas das quatro categorias do primeiro nível. A política monetária impacta mais os alimentos e bebidas; em seguida, os serviços e, logo depois, os produtos industriais, com efeito consideravelmente menor nos monitorados. Já o choque cambial praticamente segue a ordem oposta, com efeito substancialmente maior nos monitorados, seguidos dos industrializados e, a menor distância, alimentos e serviços. Por fim, o choque no fator comum atinge mais, nesta ordem: monitorados, serviços, produtos industriais e alimentos. Descendo ao segundo nível, a categoria que mais responde à política monetária é a alimentação fora do domicílio, com quase -0,5 ponto, seguida dos alimentos comercializáveis, com -0,28. As categorias que respondem menos a choques monetários estão nos serviços e monitorados. São os monitorados de energia e diversos, além dos serviços de "lazer, turismo e comunicação", educação e serviços pessoais.

Para o choque cambial, no segundo nível, as categorias que mais respondem são também a alimentação fora do domicílio e os monitorados de saúde, com quase 0,5 p. p., além do transporte público, monitorados diversos e industriais não duráveis, os quais têm respostas entre 0,3 e 0,4. As categorias menos impactadas pelo câmbio são: nos serviços, educação e serviços pessoais, com zero, além dos serviços diversos; os monitorados de energia; e os alimentos não comercializáveis. Por fim, nas respostas ao choque comum a categoria mais afetada é a dos serviços de habitação, enquanto as respostas menores são alcançadas em outras categorias de serviços e nos industriais semiduráveis.

6 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

A decomposição da variância do erro de previsão em doze meses é apresentada na tabela 7. Além dos três choques macroeconômicos, é decomposta a variância atribuída

ao choque específico, que é a parte da variabilidade de cada série de subitem que não pode ser atribuída aos choques macroeconômicos.

TABELA 7
Média da contribuição de cada choque para a variância total da categoria em doze meses

Agrupamento	Peso no IPCA	Choques macroeconômicos			Choque específico
		Monetário	Cambial	Comum	
IPCA – Média dos subitens	100,0	0,18	0,31	47,3	52,2
Desagregação em primeiro nível					
1. Alimentos e bebidas	15,0	0,36	0,31	44,8	54,5
2. Produtos industriais	21,9	0,16	0,28	45,2	54,4
3. Serviços	33,6	0,16	0,28	44,5	55,0
4. Monitorados	27,2	0,10	0,28	51,2	48,5
Outros	2,3	0,33	1,12	76,7	21,9
Desagregação em segundo nível					
Alimentos e bebidas					
11. Comercializáveis	12,5	0,40	0,33	48,7	50,6
12. Não comercializáveis	2,4	0,17	0,17	25,0	74,7
Produtos industriais					
21. Duráveis	7,1	0,13	0,23	53,9	45,8
22. Semiduráveis	9,2	0,17	0,27	35,1	64,5
23. Não duráveis	5,5	0,21	0,38	50,7	48,7
Serviços					
31. Alimentação fora do domicílio	8,4	0,43	0,78	61,1	37,7
32. Educação	6,0	0,06	0,10	28,6	71,2
33. Moradia (aluguel, condomínio)	5,0	0,02	0,19	70,7	29,1
34. Serviços pessoais	5,9	0,06	0,05	26,9	73,0
35. Lazer, turismo e comunicação	4,2	0,09	0,16	33,9	65,9
36. Diversos (manutenção, transporte, saúde)	4,1	0,16	0,12	38,8	60,9
Monitorados					
41. Energia (combustíveis e elétrica)	8,8	0,08	0,07	48,6	51,2
42. Plano de saúde e medicamentos	6,2	0,14	0,52	50,1	49,3
43. Transporte público	6,1	0,16	0,37	53,4	46,0
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	6,1	0,03	0,24	53,7	46,0

Elaboração dos autores.

Entre os três tipos de choques macroeconômicos, é muito maior a parte da variabilidade atribuída ao fator comum, o que era esperado, como foi comentado na seção anterior. No geral, para o IPCA, um pouco mais da metade da variância vem

da contribuição do choque específico. Na desagregação de primeiro nível, as contribuições também são próximas de 50% para o choque específico e o conjunto dos choques macroeconômicos. Porém, nas três categorias de preços livres, o choque específico responde por mais da metade da variância, enquanto nos monitorados mais da metade vem dos choques macro.

No segundo nível, há divergências de proporção maiores que 50%. Nos serviços, a moradia e a alimentação fora do domicílio têm de 62% a 71% de sua variabilidade dada pelos choques macro, enquanto, nas demais categorias, é o choque específico que predomina, respondendo por entre 60% e 75% da variância. Para os alimentos e bebidas, nos comercializáveis, a proporção é de 50%; os não comercializáveis respondem mais ao choque específico, com quase 75% da variância. Nas categorias dos produtos industriais, os semiduráveis têm quase 65% da sua variabilidade dada pelo choque específico; já os duráveis e não duráveis variam mais com os choques macro, embora com proporção próxima a 50%. Por fim, em todas as categorias dos monitorados a proporção é próxima a 50%, com mais peso ao choque específico na energia e mais peso ao choque macro nas demais.

Comparando somente os choques monetário e cambial, para o IPCA, o câmbio gera quase o dobro de variabilidade do que gera o choque monetário. Na desagregação do primeiro nível, alimentos e bebidas é o grupo cuja variância é a mais afetada por ambos os choques, com mais variabilidade causada pela política monetária, ao passo que os outros grupos variam mais com o câmbio. Nos produtos industriais e serviços, a variabilidade causada pelo câmbio é quase o dobro da oriunda do choque monetário, enquanto nos monitorados é quase o triplo. Comparando a tabela 7 com a tabela 6, há uma inversão nos serviços, que, na análise de variância, naquela é mais afetado pelo choque cambial, enquanto nesta era mais afetado pela política monetária.

Para a desagregação de segundo nível, as informações obtidas em termos de potência relativa dos dois choques são similares às verificadas na tabela 6. Nota-se que a inversão na potência relativa dos dois choques para os serviços é explicada pela heterogeneidade das categorias que compõem o grupo, em especial pela alimentação fora do domicílio. Esta categoria, comparativamente a todas as outras, tem grande parte da sua variância explicada pelos dois choques, mas a contribuição do choque cambial é quase o dobro do choque monetário. Como, na análise de variância, as contribuições são elevadas ao

quadrado, o grande efeito do câmbio sobre a alimentação fora do domicílio levou à inversão da potência relativa para o grupo dos serviços.

Comparando, em termos gerais, a contribuição relativa dos choques monetário e cambial para a variância, no segundo nível, observa-se que a maior parte das categorias é mais afetada pelo câmbio que pelo choque monetário. Como exceções, a contribuição dos dois choques é praticamente equivalente nos alimentos não comercializáveis, nos serviços pessoais e nos monitorados de energia, enquanto a contribuição do choque monetário supera a do cambial nos alimentos comercializáveis e nos serviços diversos.

A respeito do tempo de propagação dos choques, as tabelas 8 e 9 apresentam a decomposição da variância nos seis primeiros meses e nos seis meses finais, respectivamente. Percebe-se claramente que a persistência dos choques específicos é inferior à dos choques macroeconômicos. Para o IPCA todo e para os grupos do primeiro nível, nos seis primeiros meses, a contribuição do choque específico supera a dos choques macroeconômicos e está acima da média nos doze meses, apresentada na tabela 7. Nos seis meses finais, é a contribuição dos choques macro que se torna maior que a média dos doze meses e, exceto no grupo alimentos e bebidas, supera a contribuição do choque específico. O aumento da contribuição nos seis meses finais é observado para os três tipos de choques macro.

Quanto à desagregação do segundo nível, o mesmo padrão é observado. Em todas as categorias, nos seis primeiros meses, a parcela do choque específico na decomposição da variância é superior à média dos doze meses. Apenas em duas categorias dos serviços a contribuição do choque específico nos seis primeiros meses não supera a contribuição dos choques macro: alimentação fora do domicílio e moradia. Já nos seis meses finais, embora aumente a contribuição dos choques macro, em quase metade das categorias o choque específico ainda contribui mais.

TABELA 8
Média da contribuição de cada choque para a variância total da categoria nos primeiros seis meses

Agrupamento	Peso no IPCA	Choques macroeconômicos			Choque específico
		Monetário	Cambial	Comum	
IPCA – Média dos subitens	100,0	0,10	0,22	40,6	59,1
Desagregação em primeiro nível					
1. Alimentos e bebidas	15,0	0,23	0,24	40,7	58,8
2. Produtos industriais	21,9	0,09	0,20	38,2	61,5
3. Serviços	33,6	0,08	0,20	38,3	61,4
4. Monitorados	27,2	0,07	0,18	42,8	56,9
Outros	2,3	0,11	0,90	70,2	28,8
Desagregação em segundo nível					
Alimentos e bebidas					
11. Comercializáveis	12,5	0,26	0,26	44,4	55,1
12. Não comercializáveis	2,4	0,11	0,12	21,7	78,0
Produtos industriais					
21. Duráveis	7,1	0,07	0,19	46,4	53,3
22. Semiduráveis	9,2	0,10	0,18	28,9	70,8
23. Não duráveis	5,5	0,12	0,27	43,2	56,4
Serviços					
31. Alimentação fora do domicílio	8,4	0,18	0,61	54,1	45,1
32. Educação	6,0	0,03	0,06	22,5	77,4
33. Moradia (aluguel, condomínio)	5,0	0,01	0,09	64,1	35,8
34. Serviços pessoais	5,9	0,04	0,04	22,2	77,8
35. Lazer, turismo e comunicação	4,2	0,07	0,09	27,5	72,3
36. Diversos (manutenção, transporte, saúde)	4,1	0,09	0,08	32,2	67,6
Monitorados					
41. Energia (combustíveis e elétrica)	8,8	0,06	0,05	41,2	58,6
42. Plano de saúde e medicamentos	6,2	0,08	0,31	42,0	57,6
43. Transporte público	6,1	0,10	0,26	44,8	54,8
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	6,1	0,02	0,15	43,9	55,9

Elaboração dos autores.

TABELA 9
Média da contribuição de cada choque para a variância total da categoria nos últimos seis meses

Agrupamento	Peso no IPCA	Choques macroeconômicos			Choque específico
		Monetário	Cambial	Comum	
IPCA – Média dos subitens	100,0	0,26	0,39	53,94	45,42
Desagregação em primeiro nível					
1. Alimentos e bebidas	15,0	0,49	0,38	48,96	50,18
2. Produtos industriais	21,9	0,23	0,36	52,09	47,31
3. Serviços	33,6	0,25	0,36	50,78	48,61
4. Monitorados	27,2	0,13	0,38	59,53	39,96
Outros	2,3	0,54	1,35	83,22	14,89
Desagregação em segundo nível					
Alimentos e bebidas					
11. Comercializáveis	12,5	0,54	0,41	53,01	46,05
12. Não comercializáveis	2,4	0,23	0,21	28,20	71,37
Produtos industriais					
21. Duráveis	7,1	0,18	0,27	61,35	38,19
22. Semiduráveis	9,2	0,24	0,36	41,28	58,13
23. Não duráveis	5,5	0,29	0,48	58,24	40,99
Serviços					
31. Alimentação fora do domicílio	8,4	0,67	0,94	67,98	30,40
32. Educação	6,0	0,09	0,14	34,74	65,04
33. Moradia (aluguel, condomínio)	5,0	0,04	0,28	77,26	22,42
34. Serviços pessoais	5,9	0,09	0,06	31,57	68,28
35. Lazer, turismo e comunicação	4,2	0,12	0,23	40,22	59,43
36. Diversos (manutenção, transporte, saúde)	4,1	0,23	0,16	45,44	54,17
Monitorados					
41. Energia (combustíveis e elétrica)	8,8	0,09	0,09	56,00	43,82
42. Plano de saúde e medicamentos	6,2	0,20	0,74	58,18	40,89
43. Transporte público	6,1	0,22	0,48	62,04	37,26
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	6,1	0,04	0,32	63,51	36,13

Elaboração dos autores.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio de um modelo Favar, foram calculados os efeitos de choques monetários e cambiais sobre a inflação medida pelo IPCA ao nível de subitem, com séries de 1999 a 2011.

Assim como no estudo de Boivin, Giannoni e Mihov (2009) para os Estados Unidos, observou-se que a adoção da metodologia Favar reduz drasticamente a ocorrência de respostas com o sinal oposto ao esperado, o chamado *price puzzle*. Esse resultado contrasta com o apresentado por Guillén e Garcia (2011), que estimam para cada subitem do IPCA, de 1999 a 2006, um sistema composto por um VAR com variáveis macroeconômicas e a equação do preço do subitem. Desconsiderando intervalos de confiança das respostas, os autores obtêm respostas com o *price puzzle* para 58% do número de subitens nos choques monetários e 40% dos mesmos nos choques cambiais. Neste estudo, considerando a significância das respostas, sinais distintos do esperado foram obtidos somente em 2,6% do total de subitens para choques monetários e 2,3% para choques cambiais, os quais, respectivamente, equivaliam a 1,6% e 0,5% da ponderação do IPCA em dezembro de 2011. Embora o procedimento de identificação deste estudo utilize a restrição de sinais, esta é imposta somente às respostas das variáveis macroeconômicas aos choques, não às respostas dos preços dos subitens.

Pela análise da decomposição da variância do erro de previsão em doze meses, verificou-se que, no geral, as séries são um pouco mais afetadas pelos choques específicos que pelos choques macroeconômicos. Boivin, Giannoni e Mihov (2009) também obtiveram maior contribuição dos choques específicos, mas com diferença maior para os choques macro. Também pela decomposição da variância, constatou-se que os efeitos dos choques específicos são mais concentrados nos seis primeiros meses, enquanto as contribuições dos choques macro são mais intensas nos seis meses finais. Portanto, assim como Boivin, Giannoni e Mihov (2009), observa-se que os choques macro são mais persistentes que os específicos. A hipótese de que os preços respondem rapidamente a choques específicos e lentamente a choques macro concilia a lenta resposta de variáveis macroeconômicas a choques com a elevada variabilidade de preços, observada em microdados por Bils e Klenow (2004) e outros, e que também é apontada para o Brasil por Gouvea (2007), Lopes (2008) e Barros e Matos (2009).

O estudo também permitiu captar a heterogeneidade setorial das respostas a choques monetários e cambiais, macroeconômicos e específicos a cada setor. O grupo dos alimentos e bebidas é o que mais responde a choques monetários, mas também é bastante afetado por choques cambiais. Os alimentos comercializáveis determinam esse comportamento, pois têm mais de 80% da ponderação do grupo e, entre todas as categorias, são a segunda categoria mais afetada pela política monetária. Os alimentos

não comercializáveis também respondem aos dois tipos de choques, mas em menor intensidade. Quanto à decomposição da variância, nos alimentos comercializáveis, as contribuições dos choques macroeconômicos e específicos são equivalentes, mas, nos alimentos não comercializáveis, a influência do choque específico é substancialmente maior, de tal forma que, no agregado do grupo, é um pouco maior o efeito do choque específico na variabilidade.

Os produtos industriais são um pouco mais afetados pelo câmbio do que por choques monetários, embora também o sejam por estes. Esse padrão é observado para industriais não duráveis e semiduráveis, que respondem mais ao câmbio, mas também têm respostas acima da média do IPCA para os choques monetários. Os industriais duráveis respondem igualmente a ambos os choques, mas com intensidade abaixo da média. Em termos de variabilidade das séries, duráveis e não duráveis respondem mais aos choques macroeconômicos do que aos específicos, mas as contribuições de ambos os tipos de choques são próximas de 50%. Nos semiduráveis, os específicos são mais influentes, com grande diferença para a contribuição dos choques macro. Para o conjunto dos produtos industriais, a variância é mais afetada pelos choques específicos. Apesar dessas diferenças, em geral, este grupo tem menor heterogeneidade interna que os outros.

Os serviços são o grupo com a maior heterogeneidade interna. A categoria de alimentação fora do domicílio destoa das demais, pois é claramente a que mais responde tanto aos choques monetários quanto aos cambiais, comparativamente a todas as outras do IPCA. Os serviços de moradia respondem a ambos os choques, com intensidade um pouco abaixo da média do IPCA. A categoria de serviços diversos (manutenção, transporte e saúde) responde mais à política monetária e pouco ao câmbio, enquanto na categoria de lazer, turismo e comunicação ocorre o oposto. Nos serviços pessoais e de educação, os efeitos do câmbio são não significativos para todos os subitens, e os da política monetária são pequenos. Para os serviços, contudo, no conjunto, as respostas são substanciais para ambos os choques. Na decomposição de variância, as contribuições dos choques macroeconômicos e específicos são distantes de 50% em todas as categorias. Nos serviços de moradia e alimentação fora do domicílio, os choques macro são consideravelmente mais influentes, mas, nas outras categorias, os choques específicos é que dominam. No agregado dos serviços, o choque específico contribui um pouco mais.

O grupo dos preços monitorados claramente responde menos à política monetária do que os demais, mas é o mais afetado pelo câmbio. Ainda assim, diferentemente do que se acredita, o efeito do choque monetário nos preços monitorados não é desprezível. Há, porém, uma nítida diferenciação interna entre os monitorados de energia (combustíveis e elétrica) e os demais. Os efeitos dos choques monetários e cambiais sobre os monitorados de energia são ínfimos. Nas outras categorias, as respostas estão bastante acima da média do IPCA para o câmbio; e são consideráveis nos monitorados de saúde e transporte público para a política monetária. Por fim, as contribuições para a variância de choques específicos e macro são próximas a 50% em todas as categorias, com predominância dos específicos na energia e dos macroeconômicos nas demais e no agregado do grupo.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, G.; ALVES, P.; LIMA, E. **Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil**: um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1.711).

BALKE, N.; WYNNE, M. The relative price effects of monetary shocks. **Journal of macroeconomics**, v. 29, n. 1, p. 19-36, 2007.

BARROS, R.; MATOS, S. Comportamento dos preços no Brasil: evidências utilizando microdados de preços ao consumidor. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 39, n. 3, 2009.

BERNANKE, B.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (Favar) approach. **The quarterly journal of economics**, v. 120, n. 1, p. 387-422, 2005.

BILS, M.; KLENOW, P. Some evidence on the importance of sticky prices. **Journal of political economy**, v. 112, n. 5, p. 947-985, 2004.

BOIVIN, J.; GIANNONI, M.; MIHOV, I. Sticky prices and monetary policy: evidence from disaggregated U.S. data. **American economic review**, v. 99, n. 1, p. 350-384, 2009.

CALVO, G. Staggered prices in a utility maximizing framework. **Journal of monetary economics**, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.

GOODFRIEND, M.; KING, R. G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *In*: BERNANKE, B. S.; ROTEMBERG, J. J. (Ed.). **NBER macroeconomics annual 1997**. Cambridge: MIT Press, 1997.

GOUVEA, S. **Nominal price rigidity in Brazil**: a micro evidence approach. Brasília: BCB, 2007. (Working Paper Series, n. 143).

GUILLÉN, D.; GARCIA, M. Dispersão na fixação de preços no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 65, n. 1, p. 47-69, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Tradutor das estruturas de ponderação**: POF 1996/2002. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. Disponível em: <http://servicodados.ibge.gov.br/Download/Download.ashx?u=ftp.ibge.gov.br/Precos_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/IPCA/Atualizacao_das_Estruturas_POF2002-2003/Tradutor_Estruturas.zip>.

KLENOW, P. J.; MALIN, B. A. **Microeconomic evidence on price-setting**. National Bureau of Economic Research, 2010. (Working Paper, n. 15.826).

LIMA, E.; MAKA, A.; ALVES, P. Monetary policy and exchange rate shocks in Brazil: sign restrictions *versus* a new hybrid identification approach. **Brazilian review of econometrics**, v. 31, n. 1, 2011.

LOPES, L. T. **A rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo**: evidências baseadas em microdados do índice de preços ao consumidor da Fipe. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

MARTINEZ, T. S. **Preços relativos e política monetária no Brasil**: uma discussão a partir do índice de contribuição para o desvio da meta de inflação (ICMI) e da desagregação do IPCA por natureza dos produtos. Brasília: Ipea, 2014.

SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European economic review**, v. 36, n. 5, p. 975-1.000, 1992.

TAYLOR, J. B. Aggregated dynamics and staggered contracts. **Journal of political economy**, v. 88, n. 2, p. 1-24, 1980.

_____. Staggered price and wage setting in macroeconomics. *In*: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of macroeconomics**. New York: Elsevier, 1999. v. 1B.

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Classificação dos subitens do IPCA por natureza dos produtos

Preços livres	
Bens livres	
1	Alimentos e bebidas
11	Alimentos comercializáveis
111	Carnes (vermelha, frango e industrializadas)
	1107. Carnes, 1109. Carnes e peixes industrializados, 1110009. Frango inteiro, 1110010. Frango em pedaços
112	Arroz, panificados, farinhas e massas
	1101002. Arroz, 1102. Farinhas, féculas e massas (exceto 1102023. Farinha de mandioca), 1112. Panificados
113	Bebidas, óleos, gorduras e doces
	1104. Açúcares e derivados (exceto 1104003. Açúcar refinado e 1104004. Açúcar cristal), 1113. Óleos e gorduras, 1114. Bebidas e infusões
114	Leites, açúcar, sal e outros alimentos comercializáveis
	1104003. Açúcar refinado, 1104004. Açúcar cristal, 1111. Leites e derivados, 1115. Enlatados e conservas, 1116. Sal e condimentos
12	Alimentos não comercializáveis
121	Tubérculos, hortaliças e verduras
	1103. Tubérculos, raízes e legumes, 1105. Hortaliças e verduras
122	Feijão e farinha de mandioca
	1101. Cereais (exceto 1101002. Arroz), 1102023. Farinha de mandioca
123	Frutas e outros alimentos não comercializáveis
	1106. Frutas, 1108. Pescados, 1110044. Ovo de galinha
2	Produtos industriais
21	Industriais duráveis
211	Automóvel e moto
	5102001. Automóvel novo, 5102020. Automóvel usado, 5102053. Motocicleta
212	Aparelhos eletroeletrônicos duráveis
	3201001. Refrigerador, 3201002. Ar-condicionado, 3201003. Máquina de costura, 3201006. Máquina de lavar roupa, 3201021. Fogão, 3201065. Forno de micro-ondas, 3202. TV, som e informática, 7201010. Instrumento musical, 7201019. Bicicleta
213	Mobiliário e outros duráveis
	3101. Mobiliário, 4301. Joias e bijuterias, 6102. Óculos e lentes (exceto 6102003. Óculos sem grau), 7203001. Máquina fotográfica, 9101019. Aparelho telefônico
22	Industriais semiduráveis
221	Roupas e tecidos
	3103. Cama, mesa e banho, 41. Roupas, 44. Tecidos e armarinho

(Continua)

(Continuação)

Preços livres	
Bens livres	
222	Calçados e acessórios
	42. Calçados e acessórios
223	Autopeças, utensílios domésticos e outros semiduráveis
	3102. Utensílios e enfeites (exceto 3102035. Flores naturais, 3201012. Liquidificador, 3201013. Ventilador, 5102009. Acessórios e peças, 5102010. Pneu, 6102003. Óculos sem grau, 6201005. Aparelho ortodôntico, 6201006. Artigos ortopédicos, 7201002. CD e DVD, 7201023. Brinquedos, 7201083. Material esportivo, 7203002. Filme e flash descartável, 8103014. Artigos de papelaria
23	Industriais não duráveis
231	Higiene pessoal e artigos de limpeza
	2104. Artigos de limpeza e 6301. Higiene pessoal
232	Reparos e outros não duráveis
	2103. Reparos, 3102035. Flores naturais, 5102007. Óleo lubrificante, 3201027. Lâmpada, 7201020. Alimento para animais, 8102. Leitura, 8103001.Caderno
233	Cigarro
	7202041.Cigarro
Serviços livres	
3	Serviços
31	Alimentação fora do domicílio
311	Refeição
	1201001. Refeição
312	Lanche e café da manhã
	1201003. Lanche, 1201005. Café da manhã
313	Bebidas e doces
	1201. Alimentação fora do domicílio (exceto 1201001. Refeição, 1201003. Lanche e 1201005. Café da manhã)
32	Educação
321	Ensino superior
	8101005. Ensino superior
322	Ensino fundamental e médio
	8101003. Ensino fundamental, 8101004. Ensino médio
323	Cursos diversos
	8101014. Cursos diversos
324	Creche e educação infantil
	8101001. Creche, 8101002. Educação infantil
33	Moradia
331	Aluguel residencial
	2101001. Aluguel residencial

(Continua)

(Continuação)

Preços livres	
Bens livres	
332	Condomínio
	2101002. Condomínio
333	Mudança
	2101012. Mudança
34	Serviços pessoais
341	Empregado doméstico
	7101010. Empregado doméstico
342	Cabeleireiro, manicure, barbeiro e depilação
	7101005. Manicure, 7101008. Barbeiro, 7101009. Cabeleireiro, 7101014. Depilação
343	Serviço bancário, conselho de classe e outros
	7101001. Costureira, 7101036. Despachante, 7101076. Serviço bancário, 7101090. Conselho de classe
35	Lazer, turismo e comunicação
351	Lazer (danceteria, cinema, clube e outros)
	7201001. Cinema, 7201003. Ingresso para jogo, 7201006. Clube, 7201052. Locação de DVD, 7201054. Boate e danceteria, 7201068. Motel, 7203003. Revelação e cópia, 8103002. Fotocópia
352	Turismo (avião, hotel e excursões)
	5101010. Passagem aérea, 7201090. Hotel, 7201095. Excursão
353	Telefone celular
	9101008. Telefone celular
354	TV a cabo
	9101010. TV a cabo
36	Serviços diversos (manutenção, transporte e saúde)
361	Consertos e manutenção de veículos ou artigos de residência
	3301. Consertos e manutenção, 5102011. Conserto de automóvel, 5102037. Pintura de veículo
362	Serviços automotivos e de transporte
	5101026. Transporte escolar, 5102005. Seguro voluntário de veículo, 5102013. Estacionamento, 5102019. Lubrificação e lavagem
363	Saúde (médico, hospital, dentista, psicólogo)
	6201002. Médico, 6201003. Dentista, 6201008. Tratamento psicológico e fisioterápico, 6202. Serviços laboratoriais e hospitalares
Preços Monitorados ou Administrados	
4	Monitorados
41	Energia (combustíveis e elétrica)
411	Gasolina
	5104001. Gasolina
412	Energia elétrica residencial
	2202003. Energia elétrica residencial

(Continua)

(Continuação)

Preços livres		
Bens livres		
	413	Gás, diesel e carvão
		5104003. Óleo diesel, 2201. Combustíveis (domésticos)
	414	Etanol
		5104002. Etanol
42		Saúde (plano de saúde e medicamentos)
	421	Medicamentos
		6101. Produtos farmacêuticos
	422	Plano de saúde
		6203001. Plano de saúde
43		Transporte público
	431	Ônibus urbano
		5101001. Ônibus urbano
	432	Outros meios de transporte públicos
		5101002. Táxi, 5101004. Trem, 5101006. Ônibus intermunicipal, 5101007. Ônibus interestadual, 5101011. Metrô, 5101009. Ferry-boat, 5101022. Barco
44		Monitorados diversos (telefone, taxas e jogos)
	441	Telefone fixo e público
		9101002. Telefone fixo e 9101003. Telefone público
	442	Taxa de água e esgoto
		2101004. Taxa de água e esgoto
	443	Taxas sobre veículos, jogos e outros monitorados
		5102004. Emplacamento e licença, 5102015. Pedágio, 7101034. Cartório, 7201063. Jogos de azar, 9101001. Correio

Fonte: Martinez (2014).
Elaboração dos autores.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Camilla de Miranda Mariath Gomes
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca
Thais da Conceição Santos (estagiária)
Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

Editoração eletrônica
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Rio de Janeiro-RJ

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Secretaria de
Assuntos Estratégicos