

# Política monetária e câmbio: efeitos sobre preços desagregados em um modelo FAVAR para o Brasil.

Thiago Sevilhano Martinez\*\*  
Elcyon Caiado Lima\*  
Vinícius dos Santos Cerqueira\*\*

## RESUMO

Este trabalho investiga os efeitos 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, foram analisados os resultados um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos (FAVAR), apresentados por diferentes níveis de agregação. O modelo é estimado por técnicas bayesianas e as funções de resposta a impulso são construídas utilizando restrições de sinais sobre as respostas de variáveis macroeconômicas. Os principais resultados são: a) ponderando pelo peso no IPCA, 50% das taxas de variação de preços de subitens caem após um choque monetário e 40% sobem após um choque cambial; b) apenas 0,3% dos subitens (peso de 0,1% no índice total) apresentaram *price puzzle* para choques monetários e 4,7% (peso de 2,5%) para choques cambiais; c) choques macroeconômicos são mais persistentes do que os choques específicos; d) para os subitens a maior parte da variância é determinada por choques específicos, mas os choques macro são mais influentes sobre as séries agregadas; e) as respostas são diferenciadas conforme o setor considerado.

**Palavras-chave:** preços desagregados, choques monetários e cambiais, modelo FAVAR.

## ABSTRACT

This paper investigates the effects 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 are: a) taking into account the weights, 50% of the rates of price change at the sub-items level fell after a monetary shock and 40% rose after exchange rate's shock; b) only 0.3% of the sub-items (weight of 0.1% of the index) showed the price puzzle for monetary shocks and 4.7% (weight of 2.5%) for exchange rate shocks; c) macroeconomic shocks are more persistent than series-specific shocks; d) for the sub-items, series-specific shocks are the main determinants of the variance, but macro shocks are more influent over aggregated series e) the answers are different according to the sector considered.

**Keywords:** disaggregated prices, monetary and exchange rate shocks, FAVAR model.

**JEL classification:** E31, E52, E37.

**Classificação ANPEC:** Área 4 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

---

\*\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. E-mails: thiago.martinez@ipea.gov.br, vinicius.cerqueira@ipea.gov.br.

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

## 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, equivalentemente, 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 (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 em 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) através 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 (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 PCI quanto do PPI.

Os autores chegam a resultados que permitem conciliar as evidências de alta volatilidade de preços desagregados e rigidez de preços agregados. Destacamos três dos principais resultados. 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.

Ademais, 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 Getúlio Vargas (IPC/FGV), enquanto Lopes (2008) investiga os microdados do Índice de Preços ao Consumidor do Município de São Paulo calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (IPC-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), 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 em distintos níveis de desagregação do IPCA, empregando o modelo FAVAR. Além desses choques, são identificados os efeitos de fatores comuns e do componente específico para 363 séries de variação de preços para desagregações do IPCA, que cobrem o período de agosto de 1999 a dezembro de 2011 em periodicidade mensal. Além da própria série de inflação do IPCA, são quatro séries do primeiro nível hierárquico de desagregação, 15 séries de segundo nível e 343 séries no nível de subitem, o mais desagregado possível. Utiliza-se o procedimento de identificação por restrição de sinais nas respostas das variáveis macroeconômicas que compõem o FAVAR aos choques monetário e cambial. 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 após esta introdução. Na segunda seção, são apresentados os dados utilizados e a classificação adotada para os níveis intermediários de agregação. 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) Base de dados.

As séries de subitens 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 POF de 2002-2003, substituindo a estrutura vigente desde 1999 com base na POF 1995-1996.<sup>1</sup>

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

---

<sup>1</sup> 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 de metas de inflação, câmbio flutuante e superávit primário.

de séries alteradas no nível de subitem foi bastante elevada. Isso ocorreu porque, para facilitar o acompanhamento mensal, o 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).<sup>2</sup> Resultaram deste procedimento 342 séries, sendo as restantes agregadas em uma única categoria denominada “9999999. Outros”. Contudo, como a maior parte das séries excluídas ou acrescentadas na revisão tem peso pequeno, as 342 séries cobrem mais de 97% da ponderação do índice em todo o período.

Adicionalmente aos 342 subitens e à série “outros”, foram acrescentadas séries de variações de preços em agregações setoriais. Isso foi feito porque os resultados para os subitens serão apresentados por setores, assim com a inclusão destas séries será possível comparar os resultados para os subitens de cada setor com os obtidos para as séries agregadas correspondentes.

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 15 categorias. A classificação sofreu algumas adaptações, para levar em consideração a agregação e o descarte de algumas das séries em razão da compatibilização dos períodos antes e após 2006.<sup>3</sup> Além das 19 séries nesses dois níveis de agregação, a própria inflação medida pelo IPCA é adicionada às 343 do nível de subitem.

As 363 séries de taxas de variação de preços foram dessazonalizadas pelo método X12-ARIMA. Foram utilizados os testes de raiz unitária 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, as funções de resposta a impulso são construídas impondo-se restrições de sinais, apresentadas na próxima seção. 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. O índice de preços de commodities do FMI (combustíveis e não combustíveis), em dólares, dessazonalizado pelo X12-ARIMA, foi incluído no VAR entre as variáveis macroeconômicas, mas sem restrição de sinal.

---

<sup>2</sup> 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 Semi Preparada” 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.

<sup>3</sup> Uma alteração relevante foi a reclassificação dos subitens “5104002. Etanol” e “2201003. Carvão vegetal”, que são classificados entre os monitorados de energia por Martinez (2014), mas no presente estudo foram reclassificados como produtos industriais não duráveis para padronizar com a classificação do BCB. A classificação completa foi omitida por falta de espaço, mas pode ser obtida junto aos autores.

### 3) Metodologia: modelo FAVAR e identificação por restrição de sinais.

#### *Estimação através do amostrador de Gibbs*

Suponha que a dinâmica conjunta de  $(F_t, Y_t)$ , onde o vetor  $Y_t$  contém instrumentos da Política Monetária e Cambial do BACEN, possa ser descrita pelas equações (1) e (2) a seguir:

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

Onde:  $\Phi(L)$  é um polinômio do operador de defasagens  $L$  de ordem finita  $p$ ;  $D$  é uma matriz  $(M+K) \times h$  de parâmetros de variáveis exógenas;  $J$  é um vetor  $h \times 1$  de variáveis exógenas. O termo de erro  $v_t$  tem média zero e matriz de covariância  $Q$ .

Admitimos que as séries de tempo informativas  $X_t$  estão relacionadas aos fatores dinâmicos não observáveis,  $F_t$ , bem como às variáveis observáveis,  $Y_t$ , por meio da seguinte equação:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (2)$$

Onde  $\Lambda^f$  é uma matriz de cargas fatoriais  $N \times K$ ,  $\Lambda^y$  é uma matriz de cargas fatoriais  $N \times M$  e  $e_t$  é um vetor dos erros  $N \times 1$ , com média zero e não correlacionado contemporânea e serialmente. A equação (2) captura a ideia de que ambos,  $Y_t$  e  $F_t$ , que em geral podem ser correlacionados, representam as forças comuns que impulsionam a dinâmica de  $X_t$ . Condicional em  $Y_t$ , os  $X_t$  são, portanto, medidas ruidosas dos fatores observados subjacentes  $F_t$ . Na equação (2)  $X_t$  depende apenas dos valores correntes e não de valores defasados dos fatores dinâmicos. No entanto, esta formulação não é restritiva na prática, já que  $F_t$  pode ser interpretado como arbitrário, incluindo defasagens dos fatores fundamentais. Stock e Watson (1999) referem-se à equação (2) – sem as variáveis observáveis – como um modelo de fator dinâmico.

Para a escolha do número de fatores comuns em  $F_t$ , foi aplicado o procedimento de Ahn e Horenstein (2013), que indicou um fator como o número ótimo.

O modelo foi estimado através de um procedimento bayesiano que utiliza o amostrador de Gibbs. O amostrador de Gibbs é utilizado para obter uma amostra das distribuições a posteriori e é definido, essencialmente, como um esquema iterativo de amostragem de uma cadeia de Markov cujo núcleo de transição é formado pelas distribuições condicionais (GAMERMAN, 1996). Em uma análise bayesiana as informações existentes sobre os parâmetros de interesse são incorporadas no modelo por meio das distribuições a priori destes parâmetros. O modelo em espaço de estados é dado por:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda^f & \Lambda^y \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + DJ + v_t \quad (4)$$

Onde  $Y_t$  é um vetor  $M \times 1$  de variáveis econômicas observáveis, cujas propriedades dinâmicas são de grande interesse;  $F_t$  é um vetor  $K \times 1$  de fatores dinâmicos não observados;  $D$  é uma matriz  $(M+K) \times h$  de parâmetros de variáveis exógenas;  $J$  é um vetor  $h \times 1$  de variáveis exógenas e  $X_t$  é um vetor  $N \times 1$  de séries temporais que contém informação sobre os fatores dinâmicos não observados. As cargas  $\Lambda^f$  e  $\Lambda^y$  são restritas, conforme discutido anteriormente. Os vetores de erros  $e_t$  e  $v_t$  são  $N \times 1$  e  $(K+M) \times 1$ ,

respectivamente, e têm as distribuições  $e_t \sim N(0, R)$  e  $v_t \sim N(0, Q)$ , com  $e_t$  e  $v_t$  independentes e  $R$  diagonal. A equação (3) é a equação da medida ou das observações, enquanto (4) é a equação de transição.

Seguindo um enfoque bayesiano, os parâmetros do modelo  $\theta = (\Phi(L), D, \Lambda^f, \Lambda^y, R, Q)$  serão tratados como variáveis aleatórias. A estimação destes parâmetros e dos fatores não observados  $F_t$  é realizada por um procedimento conhecido na literatura como multimovimento do amostrador de Gibbs (CARTER e KOHN, 1994). Mais resumidamente, seja  $Z_t = (X_t, Y_t)$ ,  $\varepsilon_t = (e_t, 0)$  e  $G_t = (F_t, Y_t)$ , então as equações (1) e (2) podem ser reescritas como:

$$Z_t = \Lambda G_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$G_t = \Phi(L) G_{t-1} + DJ + v_t \quad (6)$$

A equação (5) pode ser expressa em sua versão estrutural, ou seja:

$$HG_t = H\Phi(L) G_{t-1} + HDJ + H v_t \quad (5)'$$

Onde  $H$  é de posto completo e escolhida de tal forma que, pondo-se  $u_t = H v_t$ ,  $\text{cov}(u_t) = I$ . Seja  $H\Phi(L) = C_1 L + \dots + C_p L^p$  e  $\psi = [C_1 \dots C_p D]$ . Seja  $x_t = [G_{t-1} G_{t-2} \dots G_{t-p} J]'$ , admitindo que o VAR tenha  $p$  defasagens. Então a equação (6) na forma estrutural pode ser escrita como:

$$G_t' H' = x_t' \psi' + u_t' \quad (6)'$$

Note que  $\Lambda$  tem como parâmetros desconhecidos as matrizes de cargas fatoriais, composta por  $\Lambda^f$  e  $\Lambda^y$ , e  $P = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_t')$  é a matriz de covariância de  $\varepsilon_t = (e_t, 0)$ .

Seja  $\tilde{X}_T = (X_1, X_2, \dots, X_T)$  a história de  $X$  entre o período 1 e o período  $T$ . Então pode-se definir  $\tilde{F}_T = (F_1, F_2, \dots, F_T)$ . A análise bayesiana trata os parâmetros do modelo como variáveis aleatórias, e o que desejamos é obter as densidades marginais *a posteriori* de  $\tilde{F}_T$  e  $\theta$ , respectivamente:

$$p(\tilde{F}_T) = \int p(\tilde{F}_T, \theta) d\theta \quad (7)$$

$$p(\theta) = \int p(\tilde{F}_T, \theta) d\tilde{F}_T \quad (8)$$

Onde  $p(\tilde{F}_T, \theta)$  é a densidade *a posteriori* conjunta de  $\tilde{F}_T$  e  $\theta$  e as integrais são tomadas em relação a  $\tilde{F}_T$  e  $\theta$ , respectivamente. Dadas estas densidades marginais *a posteriori*, a estimação de  $\tilde{F}_T$  e  $\theta$  pode ser obtida pela moda das distribuições empíricas correspondentes às densidades especificadas por (7) e (8).

Para obter aproximações empíricas para essas densidades foi aplicado o método de multimovimento do amostrador de Gibbs para o modelo em espaço de estado dado pelas equações (5) e (6). A seguir são apresentados mais detalhes sobre cada etapa.

### **Passo 1: escolha de $\theta^{(0)}$**

Foram utilizadas estimativas dos parâmetros obtidas a partir das estimativas dos componentes principais de (2) e dos parâmetros do VAR de (1) via mínimos quadrados ordinários (MQO). As estimativas para as cargas fatoriais foram obtidas impondo-se as restrições de identificação e o bloco superior  $k \times (k+M)$  das cargas fatoriais foi restrito para satisfazer  $[I_k, 0_{k \times M}]$ . Essas estimativas foram usadas como valores iniciais para  $\theta$  nas recursões descritas a seguir.

**Passo 2: extração da distribuição condicional  $p(\tilde{F}_T^{(s)} / \tilde{Z}_T, \theta^{(s)})$**

Com o modelo em espaço de estados – equações (5) e (6) –, dados  $\theta^{(s)}$ ,  $\tilde{Z}_T$ , e adotando como *a priori* para cada elemento do vetor de estados uma distribuição normal independente com média zero e variância igual a 4, o vetor  $F_t$  (um subconjunto do vetor de estados  $G_t$ ), em cada período  $t$ , terá uma distribuição *a posteriori* normal multivariada com média e variância dadas pelos seus respectivos valores suavizados obtidos via filtro de Kalman (HARVEY, 1994; KIM; NELSON, 1999). Por meio de uma extração desta distribuição normal multivariada obtém-se  $\tilde{F}_T^{(s)}$ , ou seja, uma extração da distribuição  $p(\tilde{F}_T^{(s)} / \tilde{Z}_T, \theta^{(s)})$ , e obtém-se também  $\tilde{G}_T^{(s)}$ , que é composto por  $\tilde{F}_T^{(s)}$  e por  $\tilde{Y}_T$ .

**Passo 3: extração da distribuição condicional  $p(\theta / \tilde{Z}_T, \tilde{F}_T^{(s)})$**

Condicional aos dados observados, em  $\tilde{F}_T^{(s)}$  obtido na iteração anterior, e na *priori* adotada é feita uma nova extração do parâmetro  $\theta$ ,  $\theta^{(s)}$ . Esta extração é feita nas etapas a seguir.

**I. Extração de  $\tilde{\Lambda}$  e  $P$ :**

Considerando-se o sistema de equações (2) e a densidade *a priori* conjunta adotada, podemos obter as distribuições condicionais que permitirão extrações de  $\tilde{\Lambda} = [\Lambda^f \ \Lambda^y]$  e  $R$ , lembrando que a matriz de covariância dos resíduos deste sistema de equações, denominada  $R$  (a parte não fixa de  $P$ ), é diagonal e, portanto, que o sistema pode ser estimado equação a equação (não estamos em um contexto de SUR). Seja  $\tilde{\Lambda}_i$  uma linha da matriz  $\tilde{\Lambda}$  e  $X_j$  uma coluna de  $\tilde{X}_T'$ . Adotamos como função densidade *a priori* conjunta para  $R_{ii}$  e  $\tilde{\Lambda}_i$  uma densidade normal-gama2 inversa,

$$\varphi(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii}) = f_{ngi}(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii} | \beta, \xi, s, v)$$

Onde  $\beta = 0$ ;  $\xi = I_{K+M} * (1/4)$ ;  $s = 0,02$  e  $v = 0,02$ .

Adotando a função densidade *a priori* conjunta, descrita anteriormente, obtemos que a função densidade *a posteriori* condicional é dada por (BAUWENS; LUBRANO; RICHARD, 1999):

$$p\left(R_{ii}^{-1} / \tilde{X}_T, \tilde{G}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, v\right) = G(\bar{R}_{ii} / 2, (2 / (0,02 + T)))$$

Onde:

$\hat{\Lambda}_i$  é a estimativa de  $\tilde{\Lambda}_i$  obtida via MQO, com a especificação da equação (2) e dados  $\tilde{G}_T^{(s)}$  e  $\tilde{X}_T$ .

$$e_i^{(s)} = X_i - \tilde{G}_T^{(s)'} \hat{\Lambda}_i$$

$$\bar{R}_{ii} = 0,02 + (e_i^{(s)'} e_i^{(s)}) + \hat{\Lambda}_i (\xi^{-1} + (\tilde{G}_T^{(s)} \tilde{G}_T^{(s)')^{-1}) \hat{\Lambda}_i'$$

Lembre-se que as primeiras  $K$  linhas de  $\tilde{\Lambda}$  são fixas devido às hipóteses de identificação mencionadas no passo 1. Adotando a função densidade *a priori* conjunta, descrita anteriormente, temos que a função densidade *a posteriori* condicional, para  $i > K$ , é dada por (BAUWENS; LUBRANO; RICHARD, 1999):

$$p\left(\tilde{\Lambda}_i / R_{ii}^{(s)}, \tilde{X}_T, \tilde{F}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, v\right) = N((\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)')^{-1} * \tilde{F}_T^{(s)} X_j, R_{ii} (\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)')^{-1})$$

II. *Extração de  $\Psi$  e de H utilizando a equação (6)' definida anteriormente e adotando a priori de Litterman (WAGGONER; ZHA, 2003): extração da distribuição  $p((\psi, H) / \tilde{Z}_T, \tilde{F}_T^{(s)})$  e das funções impulso resposta que satisfazem às restrições de sinais.*

Considerando como dados  $\tilde{F}_T^{(s)}$  e  $\tilde{Z}_T$ , e com a equação (6)', podemos utilizar o algoritmo proposto por Waggoner e Zha (2003) para obter, através de um procedimento Bayesiano com priores similares à de Litterman (1986), uma extração “s” para  $\psi$  e H,  $\psi^{(s)}$  e  $H^{(s)}$ . Waggoner e Zha utilizam 4 hiperparâmetros  $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$  e  $\lambda_4$  para as priores e no nosso artigo os seus valores foram fixados em 0.5, 0.25, 1 e 100.

**Obtendo uma extração da função impulso-resposta que satisfaz às restrições de sinais:**

- Para cada simulação “s” descrita anteriormente, faça a extração de uma matriz  $\tilde{W}$  de uma distribuição normal padrão independente de dimensão  $r \times r$  ( $r$ = número de variáveis endógenas do BVAR) e seja  $\tilde{W} = \tilde{Q}\tilde{R}$  uma decomposição QR de  $\tilde{W}$  com diagonal  $\tilde{R}$  normalizada para ser positiva.
- Seja  $H^{(s)} = H^{(s)}\tilde{Q}$ . Compute a função impulso-resposta  $IRF^{(s)}$  dadas  $H^{(s)}$  e  $\psi^{(s)}$  obtidas através da simulação de  $b^{(s)}$  e  $f^{(s)}$ .
- Se a  $IRF^{(s)}$  satisfaz às restrições de sinais ela é mantida e descartada em caso contrário.

Após um número grande de simulações são mantidas todas as simulações das funções impulso-resposta que satisfazem à restrição de sinal.

### **A identificação dos choques**

As restrições de sinais foram extraídas do modelo Mundell–Fleming estocástico dinâmico apresentado em Lima, Maka e Alves (2009). A tabela a seguir 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 (restrições estabelecidas às respostas de 1 a 5 passos à frente).**

Tipo de choque	Resposta das variáveis				
	Taxa Selic	IPCA	Produção	M1	Taxa de câmbio
Política monetária	$\geq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$
Taxa de câmbio	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$

Fonte: Elaboração dos autores.

**Obtendo uma extração da função impulso-resposta dos choques específicos e comuns.**

Considere a equação (2) descrita anteriormente e apresentada novamente a seguir:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (2)$$

Seja  $C_{i,t}^{(s)} = \Lambda_i^{(s),f} F_t^{(s)} + \Lambda_i^{(s),y} Y_t$  o valor obtido para a primeira parcela da equação i, pertencente ao conjunto de equações (2), na simulação “s” do modelo no período t. Seja  $e_{i,t}^{(s)}$  o valor do resíduo da equação i na simulação “s” no período t.

Para cada simulação “s” e para cada equação i é estimada uma autorregressão utilizando os valores de  $C_{i,t}^{(s)}$ ,  $t=1, \dots, T$ , e obtida a função impulso-resposta desta autorregressão utilizando um choque igual a um desvio padrão do resíduo. Esta é a função impulso-resposta do choque comum na simulação “s”.



Para cada simulação “s” e para cada equação i é estimada uma autorregressão utilizando os valores de  $e_{i,t}^{(s)}$ ,  $t=1, \dots, T$ , e obtida a função impulso-resposta desta autorregressão utilizando um choque igual a um desvio padrão do resíduo. Esta é a função impulso-resposta do choque específico na simulação “s”.

#### 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”), nos 12 primeiros meses, a choques de um desvio padrão nas variáveis de política monetária e câmbio, na direção contracionista para o choque monetário e de depreciação para o choque cambial.<sup>4</sup>

O seguinte procedimento foi adotado no cômputo da significância das funções impulso-resposta:

- Para cada subitem  $k_1 = 1, \dots, 343$ , calculam-se  $j = 1, \dots, 1000$  respostas ao choque em questão, em 12 meses;
- Para cada subitem, considerando a distribuição formada pelas 1000 respostas, foram obtidos os intervalos de confiança (quantis: 0,16; 0,5 e 0,84), para cada um dos 12 meses;
- Para cada subitem, verifica-se se em algum dos 12 meses houve respostas significativas: com sinal esperado, na direção oposta, em ambas as direções (em meses distintos), ou se em todos os meses as respostas são não significativas;
- Contam-se os subitens em cada uma das quatro situações e os resultados são reportados em diferentes níveis de agregação, considerando ou não o peso do subitem no IPCA.

A tabela 2 apresenta o quadro geral dos sinais nos 12 primeiros meses das respostas a choques monetários e cambiais. Para cada choque, a primeira linha mostra a contagem de subitens nas quatro situações, enquanto a segunda linha exibe a ponderação no IPCA correspondente a tais subitens para dezembro de 2011. Na coluna “negativo”, estão os produtos em que para quaisquer dos 12 meses ocorrem respostas significativas somente na direção de redução da taxa de variação de preços, que é a resposta esperada pela teoria no caso do choque monetário contracionista e oposta à esperada no caso do choque de depreciação cambial; a coluna “não signif.” contabiliza as séries em que a resposta não é significativamente diferente de zero ao longo dos 12 meses; os subitens para os quais todas as respostas significativas são de aumento na taxa de variação de preços estão na coluna “positivo”, que é a resposta esperada pela teoria no caso do choque cambial e contra intuitiva para o choque monetário; e, por fim, a coluna “pos./neg.” indica subitens que ao longo do período apresentaram respostas significativas em ambas as direções.

**Tabela 2: Análise do sinal das respostas nos 12 primeiros meses a choques monetários e cambiais, para o conjunto dos subitens do IPCA.**

			Sinais observados nas respostas				
			Total	Negativo	Não signif.	Positivo	Pos./Neg.
Choque monetário	<i>nº de subitens</i>	343	177	165	1	0	
	<i>peso no IPCA</i>	100%	50,0%	49,9%	0,1%	0,0%	
Choque cambial	<i>nº de subitens</i>	343	11	203	124	5	
	<i>peso no IPCA</i>	100%	0,8%	57,1%	40,4%	1,8%	

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota-se que para ambos os choques é muito pequena a quantidade de subitens em que há respostas significativas com sinais opostos ao esperado pela teoria, o dito *price puzzle*. Entre as respostas ao choque monetário, isso ocorre em apenas um subitem, com peso de 0,1% no IPCA. Para o choque cambial, são 16 subitens, que somam 2,5% da ponderação do IPCA, ainda assim um número bastante diminuto.

<sup>4</sup> 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 descontinuas, sem significado econômico.

Quanto à significância, metade da ponderação do IPCA tem respostas a choques monetários na direção esperada pela teoria, enquanto na outra metade as respostas não são significativas nos 12 meses. Nas respostas ao choque cambial, o peso dos subitens que seguem na direção esperada é um pouco menor, igual a 40%, e o peso daqueles com respostas não significativas soma 57%.

Na tabela 3, a composição das respostas aos choques monetários e cambiais entre as quatro situações é apresentada para dois níveis hierárquicos, já introduzidos na segunda seção do texto. A coluna “peso no IPCA” mostra o peso de cada categoria no IPCA em dezembro de 2011. Para cada choque, os valores nas colunas, que somam 100% na linha, indicam a proporção de subitens da categoria que têm os sinais das respostas na direção indicada, agregados pela razão do peso de cada subitem em relação ao peso da categoria.

**Tabela 3: Análise do sinal das respostas nos 12 primeiros meses a um choque monetário contracionista e a um choque de desvalorização cambial (% do peso da categoria).**

Agrupamento	Peso no	Choque monetário				Choque cambial			
		Neg.	N.S.	Pos.	P./N.	Neg.	N.S.	Pos.	P./N.
<b>Total dos subitens (IPCA)</b>	100	50,0	49,9	0,1	0	40,4	57,1	0,8	1,8
<b>Desagregação em primeiro nível</b>									
1. Alimentos e bebidas	15,0	62	38	0	0	22	64	2	12
2. Produtos industriais	21,9	47,8	52	0,3	0	43,3	55,4	1,3	0
3. Serviços	33,6	49	51	0	0	21,9	77,7	0,4	0
4. Monitorados	27,2	42	58	0	0	66	34	0	0
Outros	2,3	100	0	0	0	100	0	0	0
<b>Desagregação em segundo nível</b>									
<i>Alimentos e bebidas</i>									
11. Comercializáveis	12,5	66	34	0	0	26	60	2	12
12. Não comercializáveis	2,4	44	56	0	0	5,2	82,4	0,7	12
<i>Produtos industriais</i>									
21. Duráveis	7,1	31	69	0	0	28	70	2	0
22. Semiduráveis	9,2	50	50	0	0	52	48	0	0
23. Não-duráveis	5,5	64	35	1	0	48	50	2	0
<i>Serviços</i>									
31. Alimentação fora do domicílio	8,4	100	0	0	0	35	65	0	0
32. Educação	6,0	0	100	0	0	0	100	0	0
33. Moradia (aluguel, condomínio)	5,0	59	41	0	0	41	59	0	0
34. Serviços pessoais	5,9	18	82	0	0	0	100	0	0
35. Lazer, turismo e comunicação	4,2	22	78	0	0	52	48	0	0
36. Diversos (manut., transp., saúde)	4,1	76	24	0	0	4,4	92,1	3,5	0
<i>Monitorados</i>									
41. Energia (combustíveis e elétrica)	8,8	0,9	99,1	0	0	2	98	0	0
42. Plano de saúde e medicamentos	6,2	44	56	0	0	100	0	0	0
43. Transporte público	6,1	88	12	0	0	93	7	0	0
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	6,1	50	50	0	0	93	7	0	0

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: “Neg.” = negativo, “N.S.” = não significativo, “Pos.” = positivo e “P./N.” = positivos e negativos.

Para o choque monetário, a primeira linha da tabela 3, já apresentada na tabela 2, indica que no IPCA como um todo há uma divisão igualitária da ponderação entre subitens que têm respostas significativas na direção esperada e aqueles sem respostas significativas. Na desagregação de primeiro nível, o maior desvio dessa proporção ocorre nos alimentos e bebidas, grupo em que mais de 60% da ponderação apresenta respostas negativas. Nos outros três grupos, pouco menos da metade da ponderação tem repostas negativas, com destaque para os monitorados, em que essa proporção é de apenas 42%.

No segundo nível, há maior discrepância, inclusive dentro de cada grupo. Para alimentos e bebidas, os comercializáveis respondem mais e os não comercializáveis menos. Nos produtos industriais, os semiduráveis estão na média do IPCA, os não-duráveis têm mais respostas negativas e os duráveis mais respostas não significativas. Nos serviços a heterogeneidade é ainda maior, há três categorias com proporção elevada de respostas negativas (diversos, moradia e alimentação fora do domicílio, esta última com 100%) e três com alto percentual de respostas não significativas em todos os meses (educação, com 100%, serviços pessoais e a categoria lazer, turismo e comunicação). Para os monitorados, quase 100% dos subitens de energia não apresentam respostas significativas, o transporte público tem elevada proporção de respostas negativas e os demais monitorados estão mais próximos da média do IPCA.

Para o choque cambial, na primeira linha observa-se que 40,4% da ponderação do IPCA tem respostas significativas da taxa de variação de preços somente na direção positiva, que é a esperada pela teoria no caso de um choque de depreciação cambial. Na desagregação em primeiro nível, a situação mais próxima à do conjunto do IPCA é a dos produtos industriais. Tanto nos alimentos e bebidas quanto nos serviços, somente 22% da ponderação do grupo tem respostas significativas apenas na direção esperada. Os alimentos e bebidas ainda se destacam por uma proporção razoável de respostas na direção oposta à esperada, que ocorrem em 14% de sua ponderação. Nos preços monitorados dá-se o contrário, ocorre uma proporção elevada de subitens com respostas somente na direção esperada, 66% da ponderação do grupo.

Para o segundo nível, como no caso do choque monetário há discrepâncias dentro dos grupos. Nos alimentos e bebidas, as duas categorias têm proporção de respostas esperadas abaixo da média do IPCA, principalmente os não comercializáveis com apenas 5%, e ambas apresentam um percentual de 12% de subitens com respostas significativas nas duas direções. Nos produtos industriais, a diferença para a média do IPCA na proporção de respostas positivas é de 10% a menos para os duráveis e 10% a mais para semiduráveis e não duráveis. Para os serviços, em metade das categorias (educação, serviços pessoais e diversos) todas ou quase todas as respostas não são significativas, enquanto nas demais a proporção de respostas positivas é mais próxima da média do IPCA. No grupo dos monitorados, a categoria de energia tem quase 100% de respostas não significativas e se opõe claramente às outras, nas quais todos ou quase todos os subitens têm resposta positiva em algum dos meses.

## **5) Magnitude das respostas a choques.**

As respostas acumuladas em 12 meses a choques monetários e cambiais de um desvio padrão, para o IPCA e nos dois níveis de desagregação, são apresentadas nesta seção. Para a comparação dos impactos sobre as distintas categorias de preços, foram calculados a média dos efeitos sobre os subitens que compõem cada categoria e os impactos nas próprias séries agregadas, com intervalos de confiança.

O procedimento utilizado no cômputo da média ponderada por categoria do impacto de cada choque sobre os subitens foi:

- i. Para cada subitem  $k_1 = 1, \dots, 343$ , calcula-se  $j = 1, \dots, 1000$  respostas acumuladas em 12 meses;
- ii. Utilizando o peso de cada subitem  $k_1$ , correspondente à ponderação no IPCA em dez./2011, cada uma das 1000 respostas foi agregada por nível hierárquico;
- iii. Para cada nível de agregação, considerando a distribuição formada pelas 1000 respostas, foram obtidos os intervalos de confiança (quantis: 0,16; 0,5 e 0,84).

Com as séries agregadas das categorias, ou taxas de inflação específicas, o procedimento foi:

- i. Para cada categoria  $k_2 = 344, \dots, 363$  (20 séries: 4 primeiro nível, 15 segundo nível e IPCA), calcula-se  $j = 1, \dots, 1000$  respostas acumuladas em 12 meses;
- ii. Considerando a distribuição formada pelas 1000 respostas, em cada categoria foram obtidos os intervalos de confiança (quantis: 0,16; 0,5 e 0,84).

Os resultados para ambos os choques são exibidos na tabela 4. Tanto para as médias dos subitens quanto para a série agregada da categoria, mostram-se os extremos e a mediana do intervalo de confiança.

**Tabela 4: Respostas acumuladas em 12 meses a choques monetários e cambiais, por categoria – média ponderada dos subitens e série agregada (pontos percentuais).**

Agrupamento	Choque monetário						Choque cambial					
	Média subitens			Série agregada			Média subitens			Série agregada		
	inf.	md.	sup.	inf.	md.	sup.	inf.	md.	sup.	inf.	md.	sup.
<b>IPCA</b>	-0,26	-0,15	-0,04	-0,90	-0,50	-0,10	0,10	0,25	0,41	0,10	0,58	1,19
<b>Desagregação em primeiro nível</b>												
1. Alimentos e bebidas	-0,37	-0,23	-0,08	-0,83	-0,48	-0,14	0,00	0,17	0,37	-0,14	0,27	0,73
2. Produtos industriais	-0,27	-0,16	-0,05	-0,71	-0,38	-0,06	0,10	0,23	0,38	0,07	0,41	0,86
3. Serviços	-0,24	-0,13	-0,02	-0,69	-0,33	0,00	0,07	0,21	0,38	0,18	0,59	1,10
4. Monitorados	-0,21	-0,08	0,04	-0,50	-0,19	0,12	0,11	0,29	0,47	0,10	0,46	0,87
Outros	-0,82	-0,43	-0,07	-0,82	-0,43	-0,07	0,27	0,72	1,24	0,27	0,72	1,24
<b>Desagregação em segundo nível</b>												
<i>Alimentos e bebidas</i>												
11. Comercializáveis	-0,40	-0,25	-0,09	-0,79	-0,45	-0,12	0,00	0,19	0,41	-0,15	0,27	0,75
12. Não comercializáveis	-0,22	-0,14	-0,06	-0,63	-0,36	-0,09	-0,01	0,07	0,17	-0,14	0,15	0,47
<i>Produtos industriais</i>												
21. Duráveis	-0,27	-0,15	-0,03	-0,53	-0,24	0,02	0,05	0,18	0,33	-0,02	0,28	0,60
22. Semiduráveis	-0,26	-0,15	-0,05	-0,76	-0,37	-0,07	0,12	0,24	0,37	0,28	0,65	1,10
23. Não-duráveis	-0,36	-0,19	-0,03	-0,62	-0,32	-0,03	0,06	0,26	0,50	-0,03	0,31	0,72
<i>Serviços</i>												
31. Alimentação fora do domicílio	-0,61	-0,37	-0,12	-0,83	-0,44	-0,10	0,12	0,41	0,81	0,13	0,57	1,10
32. Educação	-0,18	-0,04	0,08	-0,29	-0,06	0,17	-0,01	0,13	0,30	-0,06	0,17	0,46
33. Moradia (aluguel, condomínio)	-0,26	-0,06	0,14	-0,42	-0,14	0,13	-0,01	0,23	0,50	0,00	0,31	0,66
34. Serviços pessoais	-0,15	-0,02	0,11	-0,18	-0,01	0,19	-0,07	0,06	0,23	-0,11	0,11	0,35
35. Lazer, turismo e comunicação	-0,14	-0,05	0,04	-0,48	-0,18	0,07	0,08	0,18	0,30	0,06	0,38	0,75
36. Diversos (manut., transp., saúde)	-0,22	-0,12	-0,03	-0,44	-0,17	0,07	-0,02	0,10	0,24	-0,03	0,24	0,53
<i>Monitorados</i>												
41. Energia (combustíveis e elétrica)	-0,19	-0,05	0,10	-0,31	-0,06	0,16	-0,07	0,09	0,28	-0,15	0,10	0,38
42. Plano de saúde e medicamentos	-0,31	-0,13	0,03	-0,47	-0,20	0,06	0,26	0,44	0,67	0,23	0,55	0,92
43. Transporte público	-0,35	-0,11	0,14	-0,44	-0,15	0,19	0,06	0,36	0,68	0,03	0,41	0,87
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	-0,22	-0,06	0,10	-0,41	-0,11	0,13	0,15	0,34	0,53	0,22	0,51	0,89

Fonte: Elaboração dos autores.

Quanto ao choque monetário, de imediato nota-se que em cada categoria usualmente os impactos são maiores nas séries agregadas que nas médias de subitens, o que indica a existência de correlações que potencializam os efeitos do choque. Ademais, como seria de se esperar, a comparação de eficácia relativa da política monetária entre as categorias é similar tomando as médias ou as séries agregadas.

Para o IPCA, na média dos subitens a contração monetária de um desvio padrão produz um efeito mediano de redução em 0,15 ponto percentual na taxa de variação de preços, enquanto sobre a taxa de inflação o efeito é a diminuição em meio ponto percentual. Em ambos os casos o efeito é significativamente diferente de zero, mas para a média dos subitens a dispersão é pequena, enquanto no agregado a redução da inflação após 12 meses oscila entre um décimo até quase um ponto percentual. Na desagregação de primeiro nível, o grupo dos alimentos e bebidas é em geral o mais afetado pela política monetária, produtos industriais e serviços são similares ao IPCA na média dos subitens e o grupo dos monitorados é o menos afetado, com respostas não significativas tanto para a série agregada quanto para a média dos subitens.

Na desagregação de segundo nível, há duas categorias com respostas médias consideravelmente acima do observado para o conjunto do IPCA, serviços de alimentação fora do domicílio e alimentos comercializáveis, as quais também são as séries de segundo nível que mais respondem ao choque

monetário. As respostas das categorias de monitorados e de serviços, com exceção da alimentação fora do domicílio, não são significativas para todas as séries agregadas e quase todas as médias. Nas respostas dos produtos industriais, as médias de subitens são próximas do conjunto do IPCA, e nas séries agregadas a resposta não é significativa para a categoria de duráveis. Os alimentos não comercializáveis têm resposta menor que a dos comercializáveis, mas significativa e próxima ao IPCA na média dos subitens.

Quanto aos efeitos do choque de depreciação cambial, também neste caso os efeitos são tipicamente maiores no agregado das séries em contraste à média dos subitens e a análise comparativa é em geral similar pelas médias ou séries agregadas, com algumas discrepâncias. A resposta do IPCA é significativa tanto na média dos subitens quanto para a inflação agregada, com medianas de 0,25 e 0,58 ponto percentual respectivamente. Nos extremos do intervalo de confiança, o choque cambial de um desvio padrão provoca uma elevação da taxa de variação de preços entre 0,10 e 0,41 ponto para a média dos subitens, enquanto para a inflação agregada o efeito pode ser bem maior, entre 0,10 e 1,19 ponto.

Para a desagregação de primeiro nível, há alguma diferença nas comparações entre grupos conforme se tome a média ou o agregado. Pela média dos subitens, os grupos de produtos industriais e serviços têm valores próximos ao IPCA, como no caso do choque monetário, mas há uma inversão nos outros dois grupos: os monitorados têm a maior resposta mediana e os alimentos e bebidas a menor, que inclusive chega a ser não significativa. Pelas séries agregadas, a maior resposta mediana ocorre no grupo de serviços, seguido por monitorados e produtos industriais, enquanto os alimentos e bebidas têm a menor e ela não é significativamente diferente de zero.

Considerando a desagregação de segundo nível, há também alguma diferença de ordenamento entre os grupos conforme se observe médias ou séries agregadas, mas o quadro geral é o mesmo. As categorias que em ambas as métricas têm respostas significativas, e que em sua maioria também têm média consideravelmente acima do IPCA, são os produtos industriais semiduráveis, os serviços de alimentação fora do domicílio e “lazer, turismo e comunicação”, além dos monitorados exceto a categoria de energia. As categorias com respostas não significativas nas duas métricas são todos os alimentos e bebidas, os serviços exceto as duas categorias já mencionadas e os monitorados de energia. Os produtos industriais apresentam a maior discrepância entre as duas medidas: na média de subitens as três categorias são significativas e próximas da média do IPCA, e nas séries agregadas os semiduráveis têm a maior resposta entre todas as categorias de segundo nível, mas as outras duas não são significativas.

## **6) Decomposição da variância.**

Nesta seção, apresentam-se duas decomposições da variância do erro de previsão, nos 12 primeiros meses. Na primeira, que se refere à equação do VAR, são destacadas as contribuições dos choques monetário e cambial para a parte da variabilidade da série que pode ser explicada pelo conjunto das variáveis macroeconômicas mais o fator comum. Na segunda decomposição, referente à outra equação principal do modelo, a variância de cada série é decomposta em uma parte atribuída aos aspectos macroeconômicos (variáveis macro mais fator comum) e outra devida a um componente específico à série. As decomposições foram calculadas com intervalos de confiança, pelo seguinte procedimento:

- i. Para cada série  $k_3 = 1, \dots, 363$ , calcula-se  $j = 1, \dots, 1000$  decomposições da variância para os choques macroeconômicos (monetário, cambial e “outros”) e 1000 para os choques específicos e comuns, a cada um dos 12 primeiros meses;
- ii. Para cada série  $k_3$  e decomposição  $j$ , foram calculadas as médias das contribuições de cada choque: nos 12 meses, nos seis primeiros meses e nos últimos seis meses;
- iii. Para cada série  $k_3$ , considerando a distribuição formada pelas 1000 decomposições, foram calculados os intervalos de confiança (quantis: 0,16; 0,5 e 0,84) para a contribuição de cada choque, nos seis primeiros, seis finais e média dos 12 meses;
- iv. As tabelas 5 e 6 apresentam as duas decomposições da variância, somente para as 20 séries agregadas,  $k_2 = 344, \dots, 363$ . A média das decomposições dos subitens,  $k_1 = 1, \dots, 343$ , será comentada apenas para o total do IPCA, na tabela 7.

Na tabela 5, referente à decomposição da variância do VAR, são apresentadas as contribuições atribuídas aos choques monetário e cambial, a parte atribuída ao conjunto dos outros componentes macroeconômicos é omitida. Para as 20 séries agregadas, mostra-se a decomposição para a média dos 12 meses, com intervalos de confiança. Como uma medida da persistência e propagação de cada choque, para as 20 séries também se mostra a razão entre as medianas da contribuição nos seis meses finais sobre a mesma nos seis meses iniciais.

**Tabela 5: Decomposição da variância na equação do VAR - choques monetário e cambial, média dos 12 meses (%) e razão entre os seis meses iniciais e seis finais.**

Agrupamento	Média 12 meses						Razão (mediana)	
	Monetário			Cambial			6m finais/6m iniciais	
	inf.	md.	sup.	inf.	md.	sup.	Monetário	Cambial
<b>IPCA - Média dos subitens</b>	2,4	6,8	15,9	3,4	13,4	33,4	1,46	1,02
<b>Desagregação em primeiro nível</b>								
1. Alimentos e bebidas	2,6	7,2	17,6	2,7	10,2	28,7	1,49	1,04
2. Produtos industriais	2,3	6,9	16,3	2,9	12,3	31,6	1,39	1,00
3. Serviços	2,3	6,2	13,8	3,3	13,8	35,3	1,54	1,19
4. Monitorados	1,9	5,9	14,5	3,5	12,5	32,2	1,22	1,30
Outros	2,0	6,0	14,2	5,2	17,0	36,1	1,36	1,03
<b>Desagregação em segundo nível</b>								
<i>Alimentos e bebidas</i>								
11. Comercializáveis	2,4	7,2	17,1	3,0	10,2	29,1	1,48	1,09
12. Não comercializáveis	3,0	8,7	22,8	3,1	11,4	30,0	1,28	1,01
<i>Produtos industriais</i>								
21. Duráveis	1,9	6,6	18,0	3,1	12,8	33,1	1,29	1,02
22. Semiduráveis	1,8	5,9	15,1	4,6	15,6	35,4	1,26	1,07
23. Não-duráveis	2,3	6,5	15,8	2,6	9,8	27,3	1,32	1,08
<i>Serviços</i>								
31. Alimentação fora do domicílio	2,4	6,5	15,1	3,5	13,4	33,8	1,56	1,06
32. Educação	2,0	6,9	18,7	2,6	9,1	21,9	1,21	1,33
33. Moradia (aluguel, condomínio)	2,1	6,9	18,2	3,0	11,2	26,1	1,25	1,37
34. Serviços pessoais	1,8	6,3	19,4	2,5	9,5	26,0	1,12	1,27
35. Lazer, turismo e comunicação	2,1	6,1	14,3	2,6	12,4	31,8	1,41	1,20
36. Diversos (manut., transp., saúde)	2,0	6,5	16,8	2,2	8,9	26,3	1,37	1,24
<i>Monitorados</i>								
41. Energia (combustíveis e elétrica)	1,8	6,3	17,3	2,3	8,7	23,3	1,21	1,23
42. Plano de saúde e medicamentos	1,9	5,6	14,1	5,0	15,3	34,7	1,16	1,37
43. Transporte público	2,1	6,3	16,2	2,7	10,8	28,8	1,31	1,26
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	1,4	5,1	13,6	5,1	16,6	37,4	1,08	1,37

Fonte: Elaboração dos autores.

Quanto à média da decomposição nos 12 meses, para a inflação do IPCA o choque monetário e o cambial juntos respondem por aproximadamente 20% da parte da variabilidade da série atribuível a choques macroeconômicos, na mediana. Considerando o intervalo de confiança, porém, essa contribuição oscila entre 5,8% e quase 50%. Comparando os dois choques, o cambial tem contribuição maior, 13,4% na mediana, aproximadamente o dobro dos 6,8% correspondentes ao choque monetário.

Na desagregação de primeiro nível, apenas nos alimentos e bebidas há certo desvio desta proporção, com maior proximidade das contribuições dos dois choques. Mesmo na desagregação de segundo nível, nota-se que há poucos desvios desta proporção, e que em nenhum dos casos o choque monetário contribui mais que o cambial na mediana. A participação do choque monetário está entre 6% e 7% na maior parte das categorias, com os maiores desvios para cima nas duas categorias de alimentos e

para baixo nos monitorados de saúde e diversos. Para a contribuição do câmbio, em relação à série do IPCA os maiores desvios para cima estão nos monitorados diversos e de saúde, além dos produtos industriais semiduráveis, enquanto os maiores desvios para baixo se encontram nos monitorados de energia e nos serviços diversos, de educação e pessoais.

Observando a razão entre as medianas da decomposição da variância nos seis meses finais sobre os seis meses iniciais, para o IPCA pode-se dizer que o choque monetário tem propagação mais lenta que outros choques macro, com contribuição para a variância 46% maior nos seis meses finais. O choque cambial, por outro lado, não se diferencia neste aspecto dos demais choques macro, com contribuição apenas 2% maior nos seis meses finais. Para as séries do primeiro nível de desagregação, este mesmo padrão é observado para alimentos e bebidas e produtos industriais. Os serviços têm persistência um pouco maior que o IPCA no choque monetário e consideravelmente maior no cambial. Apenas nos monitorados há uma inversão, o choque cambial se propaga mais lentamente que o monetário.

Entre as categorias de segundo nível, apenas em duas a defasagem dos efeitos do choque monetário é superior à da série do IPCA, alimentação fora do domicílio e alimentos comercializáveis. São justamente as categorias em que há o maior impacto do choque monetário, como visto na tabela 4. Para o choque cambial, há uma defasagem maior dos efeitos do choque cambial nas categorias de monitorados, nas quais o efeito do câmbio em geral é forte, e nos serviços exceto alimentação, sobre os quais o impacto do câmbio é menor (tabela 4). Nos alimentos e produtos industriais o efeito do câmbio é mais rápido.

Os mesmos resultados são apresentados para a decomposição da variância entre choques macroeconômicos e específicos na tabela 6. Na mediana, a série de inflação medida pelo IPCA tem quase 70% de sua variância do erro de previsão em 12 meses determinada por choques macroeconômicos, com extremos de 58% e 75% no intervalo de confiança, enquanto os choques específicos determinam entre 25% e 42% da variância. Na desagregação de primeiro nível, as séries dos quatro grupos têm mais da metade da sua variância dada pelos choques macro, mas nos alimentos e bebidas e produtos industriais essa contribuição é somente um pouco maior que 50% na mediana, enquanto nos monitorados é maior que 60% e nos serviços supera 70%.

Para a desagregação de segundo nível, observa-se uma grande heterogeneidade mesmo dentro dos grupos. Nos alimentos comercializáveis, choques macro e específicos têm a mesma contribuição, mas nos não comercializáveis os específicos predominam com 70% da variância. Nos produtos industriais, duráveis e semiduráveis têm mais de 60% da variância mediana dada pelos choques macro, proporção que se inverte a favor dos choques específicos nos não-duráveis. Entre as categorias dos serviços, os choques macro são mais proeminentes sobre moradia e alimentação fora do domicílio, determinando entre 59% e 78% da variância na mediana, mas para as outras categorias o choque específico é mais importante, respondendo por 59% a 83%. Por fim, nos monitorados as categorias de energia e saúde são mais influenciadas por choques específicos, enquanto o transporte público e monitorados diversos sofrem mais impacto dos choques macroeconômicos.

A respeito da razão entre as medianas das contribuições nos seis meses finais sobre os seis iniciais, nota-se que para todas as séries os choques macroeconômicos são mais persistentes que os choques específicos, com razões superiores à unidade no primeiro caso e inferiores no segundo. Ainda assim, para cada um dos dois choques pode-se comparar as categorias quanto à persistência relativa. Na desagregação de primeiro nível, os monitorados têm a maior defasagem nos efeitos dos choques macro e os alimentos e bebidas a menor, enquanto para os choques específicos a defasagem é relativamente maior nos alimentos e bebidas e menor nos serviços. No segundo nível, as categorias em que há maior lentidão relativa na propagação dos choques macro estão entre os serviços e monitorados, enquanto a categoria de propagação mais rápida é a dos alimentos comercializáveis. Para o choque específico, a propagação é relativamente mais lenta nas duas categorias de alimentos, nos industriais não-duráveis e nos serviços pessoais e de educação, mas é relativamente mais rápida nos serviços de moradia, monitorados diversos e bens industriais duráveis e semiduráveis.



**Tabela 6: Decomposição da variância entre choques macroeconômicos e específicos, média dos 12 meses (%) e razão entre os seis meses iniciais e seis finais.**

Agrupamento	Média 12 meses						Razão (mediana)	
	Macro			Específicos			6m finais/6m iniciais	
	inf.	md.	sup.	inf.	md.	sup.	Macro	Específicos
<b>IPCA - Média dos subitens</b>	58,0	68,4	75,0	25,0	31,6	42,0	1,14	0,75
<b>Desagregação em primeiro nível</b>								
1. Alimentos e bebidas	43,4	54,0	62,9	37,1	46,0	56,6	1,12	0,88
2. Produtos industriais	45,0	55,3	62,8	37,2	44,7	55,0	1,25	0,76
3. Serviços	61,8	72,3	78,7	21,3	27,7	38,2	1,25	0,55
4. Monitorados	52,0	62,4	70,8	29,2	37,6	48,0	1,30	0,65
Outros	52,7	62,4	70,4	29,6	37,6	47,3	1,26	0,68
<b>Desagregação em segundo nível</b>								
<i>Alimentos e bebidas</i>								
11. Comercializáveis	39,4	50,1	58,7	41,3	49,9	60,6	1,12	0,89
12. Não comercializáveis	22,2	30,5	39,1	60,9	69,5	77,8	1,21	0,92
<i>Produtos industriais</i>								
21. Duráveis	53,4	63,4	71,2	28,8	36,6	46,6	1,27	0,66
22. Semiduráveis	51,2	61,1	70,1	29,9	38,9	48,8	1,32	0,64
23. Não-duráveis	27,7	36,8	45,9	54,1	63,2	72,3	1,25	0,88
<i>Serviços</i>								
31. Alimentação fora do domicílio	49,4	58,9	66,6	33,4	41,1	50,6	1,21	0,76
32. Educação	9,7	17,2	27,0	73,0	82,8	90,3	1,39	0,93
33. Moradia (aluguel, condomínio)	69,3	77,9	84,2	15,8	22,1	30,7	1,22	0,49
34. Serviços pessoais	11,1	20,5	31,9	68,1	79,5	88,9	1,58	0,89
35. Lazer, turismo e comunicação	27,8	40,7	51,7	48,3	59,3	72,2	1,50	0,76
36. Diversos (manut., transp., saúde)	25,1	37,0	49,2	50,8	63,0	74,9	1,56	0,77
<i>Monitorados</i>								
41. Energia (combustíveis e elétrica)	30,9	41,5	50,5	49,5	58,5	69,1	1,41	0,79
42. Plano de saúde e medicamentos	33,5	45,1	55,2	44,8	54,9	66,5	1,40	0,76
43. Transporte público	42,2	54,1	63,3	36,7	45,9	57,8	1,38	0,68
44. Diversos (telefone, taxas e jogos)	55,0	66,1	76,2	23,8	33,9	45,0	1,36	0,54

Fonte: Elaboração dos autores.

Na tabela 7, por fim, as mesmas informações apresentadas na tabela 6 (na mediana) são mostradas para a série agregada da inflação do IPCA e para a média das taxas de variação de preços de todos os subitens, com e sem ponderação.

**Tabela 7: Decomposição da variância entre choques macroeconômicos e específicos, média dos 12 meses (%) e razão entre os seis meses iniciais e seis finais, IPCA e média dos subitens.**

IPCA	Média 12 meses		Razão 6m fin/6m ini	
	Macro	Específico	Macro	Específico
Série agregada	68	32	1,14	0,75
Média dos subitens ponderada	38	62	1,36	0,83
Média dos subitens sem ponderação	31	69	1,37	0,87

Fonte: Elaboração dos autores.

Pela média em 12 meses da decomposição da variância, observa-se o mesmo resultado obtido por Boivin, Giannoni e Mihov (2009), que a inflação agregada responde mais a choques macroeconômicos, mas as séries desagregadas de preços têm a maior parte de sua variabilidade explicada por choques específicos ao setor. Para a média sem ponderação dos subitens, quase 70% da variância é dada pelos choques específicos, proporção que se inverte no índice agregado. Ou seja, no processo de agregação dá-



se o cancelamento de efeitos setoriais que apontam para direções opostas, enquanto os impactos de choques macroeconômicos são potencializados.

A medida de persistência dada pela razão entre as contribuições nos seis meses finais sobre os seis iniciais aponta que os choques macro são mais persistentes que os específicos não só para a série agregada, como visto na tabela 6, mas também para a média das séries de subitem, o que é indicado pela razão maior que um para choques macro e menor que um para os específicos. Nota-se também que, como nas duas colunas a razão é maior para a média de subitem que para o agregado, ambos os choques têm mais persistência sobre a média das séries que sobre a série agregada, ao menos na mediana.

## 7) Resultados e conclusão.

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. Os resultados encontrados são coerentes com a literatura e elucidam aspectos importantes dos efeitos da política monetária e comportamento dos preços desagregados no Brasil.

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 subitem nos choques monetários e 40% dos mesmos nos choques cambiais. No presente estudo, considerando a significância das respostas, sinais distintos do esperado foram obtidos somente em 0,3% do número de subitem para choques monetários e 4,7% para choques cambiais, os quais respectivamente equivalem a 0,1% e 2,5% da ponderação do IPCA em dezembro de 2011. Cabe lembrar que, 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 subitem.

Pela análise da decomposição da variância do erro de previsão em 12 meses, verificou-se que as séries de subitem em média são mais afetadas pelos choques específicos que pelos choques macroeconômicos, aproximadamente na proporção 70%/30%. A proporção oposta foi observada para a série de inflação medida pelo IPCA, com quase 70% da variância determinada pela contribuição dos choques macroeconômicos. Tais evidências são análogas às obtidas por Boivin, Giannoni e Mihov (2009), que por outros procedimentos obtêm uma participação de 85% dos choques específicos na média da decomposição da variância dos preços desagregados. Também pela decomposição da variância, constatou-se que os efeitos dos choques específicos são relativamente mais concentrados nos seis primeiros meses, enquanto as contribuições dos choques macro são relativamente 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.

Conjuntamente, tais resultados dão suporte à hipótese de que os preços desagregados respondem rapidamente e em maior intensidade a choques específicos, mas lentamente e em menor magnitude a choques macro, e que a anulação de efeitos específicos em direções opostas na agregação faz com que a inflação agregada oscile menos. Tal hipótese concilia as evidências de lenta resposta de variáveis macroeconômicas a choques com a elevada variabilidade de preços observados em microdados por Bils e Klenow (2004) e outros, que também é observada 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 ao setor. O grupo dos alimentos e bebidas é o que mais responde a choques monetários. Os alimentos comercializáveis, que têm mais de 80% da ponderação do grupo, determinam esse comportamento. Os alimentos não comercializáveis também respondem à política

monetária, mas com intensidade na média do IPCA. Por outro lado, para o choque cambial este é o grupo com menor valor de resposta mediana no agregado, além de suas respostas não serem significativamente diferentes de zero no agregado, nas duas categorias de segundo nível e na média dos subitens. Ainda assim, não se pode afirmar que o câmbio não afeta este grupo, mas sim que há grande incerteza nas respostas, pois a resposta mediana é superior a zero, os intervalos de confiança são largos e a participação na decomposição da variância é próxima da média do IPCA. Ou seja, as exportações de alimentos são um determinante importante do saldo comercial brasileiro e por consequência da taxa de câmbio, mas os efeitos do câmbio sobre a variação dos preços domésticos desses bens são muito variáveis. Quanto à decomposição da variância em choques macroeconômicos e específicos, nos alimentos comercializáveis as duas contribuições 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 a influência do choque específico.

Os efeitos dos choques monetário e cambial sobre os subitens de produtos industriais estão na média do IPCA. O mesmo padrão é observado ao separar os subitens nas três categorias conforme a durabilidade. Tomando as séries agregadas, para o grupo todo as respostas a ambos os choques são intermediárias em comparação com os outros grupos. Para as três categorias de segundo nível há diferenças, com respostas mais elevadas dos semiduráveis para o choque monetário e principalmente para o cambial, não significativas para ambos os choques nos duráveis e não significativas para o choque cambial nos não-duráveis. Ou seja, para este grupo a análise muda no segundo nível de desagregação conforme se tome as séries agregadas ou as médias dos subitens, mas mesmo para as respostas não significativas há um claro predomínio de valores positivos no intervalo de confiança. No geral, pode-se dizer que as respostas dos preços industriais a choques monetários e cambiais seguem a média do IPCA. Em termos de variabilidade das séries, duráveis e semiduráveis respondem mais aos choques macroeconômicos que aos específicos, com pouco mais de 60% da variância, e para os não duráveis a proporção se inverte a favor dos choques específicos.

Nos serviços, a categoria de alimentação fora do domicílio destoa das demais, pois apresenta respostas elevadas tanto aos choques monetários quanto aos cambiais, mesmo em comparação a outros grupos do IPCA. Quanto ao choque monetário, as respostas não são significativas em todas as demais categorias dos serviços para as séries agregadas e em quase todas nas médias de subitens. Para o choque cambial, dentre as demais categorias apenas a de lazer, comunicação e turismo tem respostas significativas, no agregado ou na média de subitens. Ainda assim, no conjunto do grupo de serviços as respostas não são pequenas: para a média dos subitens, são próximas ao IPCA em ambos os choques; para a série agregada, a resposta ao choque monetário é intermediária e a resposta ao choque cambial é alta. Na decomposição de variância, a alimentação fora do domicílio e, principalmente, os serviços de moradia têm a maior parte de sua variabilidade determinada pelos choques macro, enquanto nos serviços restantes os choques específicos predominam. Na série agregada do grupo, prevalece a contribuição dos choques macro para a variância, com mais de 70% do total. Esses resultados indicam que o comportamento dos serviços alimentícios é particularmente influente no agregado do grupo, de tal forma que este não reflete a situação da maior parte de seus componentes.

O grupo dos preços monitorados é o que menos responde à política monetária, mas é bastante afetado pelo câmbio. As respostas não são significativas ao choque monetário, tanto para as médias de subitens, quanto para as quatro séries de categorias intermediárias e para o agregado do grupo. Para o choque cambial, na média de subitens ou na série agregada, as respostas não são significativas nos monitorados de energia, mas são altas nas outras categorias. Por fim, as contribuições para a variância são maiores para os choques específicos nos monitorados de energia e saúde, mas maiores para os choques macroeconômicos no transporte público e diversos. No agregado dos monitorados, predominam os choques específicos.

O conjunto de resultados obtido suscita reflexões adicionais a serem desenvolvidas em estudos posteriores, dado o grande volume de informações levantado. Variações na metodologia econométrica e na organização dos dados, como a separação da alimentação fora do domicílio dos serviços e a inclusão

de outras variáveis macroeconômicas no modelo, podem revelar evidências empíricas complementares a estas. Outras implicações relevantes para a condução da política econômica no Brasil podem ser aprofundadas em comparações mais detalhadas com vertentes da literatura teórica, como na questão da reação ótima da política monetária a mudanças de preços relativos (AOKI, 2001; WOLMAN, 2011), na qual as recomendações são condicionais às diferenças entre grupos de preços quanto à reação a choques monetários.

## Referências bibliográficas

- AHN, S. C.; HORENSTEIN, A. R. Eigenvalue ratio test for the number of factors. *Econometrica*, v. 81, n. 3, p. 1203-1227, 2013.
- 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. 1711).
- AOKI, K. Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of Monetary Economics*, v. 48, n. 1, p. 55-80, 2001.
- 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.
- BAUWENS, L.; LUBRANO, M.; RICHARD, J.-F. *Bayesian inference in dynamic econometrics models*. Advanced texts in econometrics. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- 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, 383-98, 1983.
- CARTER, C.K.; KOHN, P. On Gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, v.81, n. 3, p.541-553, 1994.
- GAMERMAN, D. *Simulação estocástica via cadeias de Markov*. Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 1996. 196p.
- GOODFRIEND, M.; KING, R. G. "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy". In: *NBER Macroeconomics Annual 1997*, edited by Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1997.

- GOUVEA, S. *Nominal price rigidity in Brazil: a micro evidence approach*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2007. (Working Paper Series, n. 143).
- GUILLÉN, D.; e GARCIA, M. Dispersão na fixação de preços no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 1, p. 47-69, 2011.
- HARVEY, A. *Time Series Models*. Cambridge: MIT Press, 2nd ed., 1994.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. *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>.
- KIM, C.-J.; NELSON, C. R. *State-space models with regime switching: classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. Cambridge: MIT Press, 1999.
- KLENOW, P. J.; MALIN, B. A. *Microeconomic evidence on price-setting*. National Bureau of Economic Research, 2010. (Working Paper, n. 15826).
- LIMA, E.; MAKKA, 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.
- LITTERMAN, R. B. Forecasting with Bayesian vector autoregressions - five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 4, n. 1, p. 25-38, 1986.
- 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 de Mestrado em Economia. Universidade de 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. (Texto para discussão, no prelo).
- SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 293-335, 1999.
- TAYLOR, J. B. 1999. Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics. In: *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1B, edited by John B. Taylor and Michael Woodford. New York: Elsevier, 1999.
- \_\_\_\_\_. "Aggregated Dynamics and Staggered Contracts". *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 1, p. 1-24, 1980.
- WAGGONER, D.; ZHA, T. A Gibb's Sampler for Structural VARs. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.28, n. 2, p. 349-366, 2003.
- WOLMAN, A. L. The optimal rate of inflation with trending relative prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 43, n. 2-3, p. 355-384, 2011.