

A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR¹

Eliane Cristina de Araújo²
André de Melo Modenesi³

Resumo

É analisada aqui a formação dos preços na economia brasileira (entre 1999 e 2010), do ponto de vista macroeconômico e pela estimação de modelo de vetores auto-regressivos estruturais, em que a inflação depende de três fatores: i) a demanda agregada (medida pela produção industrial); ii) as condições de oferta (mensuradas por um índice de preço de commodities); e iii) a taxa de câmbio. O câmbio é, isoladamente, o componente mais relevante na determinação do IPCA, seguido pela atividade econômica e, finalmente, pelas condições de oferta. O coeficiente de repasse cambial é expressivamente maior do que o impacto da demanda agregada sobre o IPCA. Além disso, a taxa de câmbio e as condições de oferta explicam, em conjunto, 14% da variância da inflação; já o nível de atividade, responde por apenas 1% da variância do IPCA. Em suma, é fornecido um amplo conjunto de evidências de que o setor externo desempenha um papel crucial na evolução do IPCA.

Palavras-chaves: Inflação; Repasse cambial; Mecanismo de Transmissão da política monetária

Abstract

We analyze here the formation of prices in the Brazilian economy (between 1999 and 2010), by the macroeconomics point of view and the estimation of structural vector autoregressive model, in which inflation depends on: i) aggregate demand (measured by industrial output), ii) the supply conditions (measured by an index of commodity prices) and iii) the exchange rate. The exchange rate is the most important component in determining the IPCA, followed by economic activity, and finally by the supply conditions. The coefficient of exchange rate pass-through is much larger than the impact of aggregate demand on the IPCA. Moreover, the exchange rate and supply conditions explain together 14% of the inflation variance; already the level of activity, accounts for only 1% of the IPCA variance. In short, is given a wide range of evidence that the external sector plays a crucial role in the evolution of the IPCA.

Key words: Inflation; Exchange Rate Pass-through; Transmission Mechanism of Monetary Policy

JEL Classification: E31 (Price Level; Inflation; Deflation); F31 (Foreign Exchange) C22 (Time Series Model)

Área 6: Economia Internacional

¹ Os autores agradecem as valiosas contribuições de Rui Modenesi, Denise Gentil, Mário Jorge Mendonça, Marco Antonio Cavalcanti, Salvador Werneck Vianna, Marcos Vinícius Leite e Felix Manhiça, sem naturalmente implicá-los nas eventuais falhas do texto.

² Professora do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM).

³ Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ).

1 – Introdução

O objetivo deste artigo é analisar o processo de formação dos preços na economia brasileira, do ponto de vista macroeconômico. Procuram-se identificar, por meio da estimação de um modelo de vetores auto-regressivos estruturais (SVAR), os principais *condicionantes domésticos* e *externos* da inflação no Brasil. O período de análise vai da adoção do regime de metas de inflação, em 1999, até o ano de 2010.

Isso é feito com base em um modelo em que a inflação depende de três fatores: i) a demanda agregada (ou o nível de atividade econômica), medida pela produção industrial; ii) as condições de oferta agregada, cuja *proxy* é um índice de preços de commodities; e iii) a taxa de câmbio R\$/US\$. Os condicionantes macroeconômicos domésticos se refletem na demanda agregada. Já os condicionantes de caráter externo se expressam em ambas, as condições de oferta agregada e a taxa de câmbio.

Os resultados reforçam um fato estilizado da economia brasileira pós plano real: a importância do setor externo – particularmente, da taxa de câmbio – na determinação dos preços. De fato, já foram feitas diversas estimativas do coeficiente de repasse cambial (*pass-through*) para a economia brasileira, como por exemplo, Belaisch (2003), Minella *et al* (2002; 2003), Correia (2004), Carneiro *et al* (2004), Minella e Correia (2005), Tombini e Alves (2006), Nogueira Jr. (2006; 2007) e Schwartzman (2006). Não é aqui, portanto, que reside a contribuição específica deste trabalho – apesar de empregarmos uma amostra consideravelmente maior do que a desses estudos e de usarmos uma metodologia inovadora para também estimar o impacto do câmbio sobre os preços.

Nossa contribuição consiste em mostrar um conjunto não desprezível de evidências de que os condicionantes macroeconômicos externos dos preços são mais importantes do que os determinantes domésticos. Isso traz relevantes implicações para a política monetária. Trata-se de potencial fonte de problema para o funcionamento do mecanismo de transmissão: a inflação tem-se mostrado pouco sensível ao nível de atividade. Isso significa que, ao aumentar os juros, o BCB pode até contrair a demanda agregada; entretanto, o desaquecimento da economia não se transmite *integralmente* para os preços: o arrefecimento da inflação parece ser desproporcional à queda no nível de atividade.

Como mostrado, o coeficiente de repasse cambial é consideravelmente maior do que o impacto da demanda agregada sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Essa constatação é reforçada quando se decompõe a variância do IPCA. Em conjunto, a taxa de câmbio e as condições de oferta explicam 14% da variância da inflação. Já o nível de atividade, responde por menos de 1% da variância do IPCA. Neste sentido, os fatores externos se sobrepõem ao comportamento da demanda agregada na determinação dos preços.

O fato de os condicionantes externos serem preponderantes na evolução dos preços pode reduzir a eficácia da política monetária – que, por sua natureza, atua fundamentalmente sobre fatores domésticos – no combate à inflação no Brasil. É verdade que, ao aumentar a taxa de juros, o Banco Central do Brasil (BCB) torna os ativos financeiros domésticos mais rentáveis estimulando a entrada de capitais externos e, assim, contribui para valorizar o real. No entanto, a taxa de câmbio depende de uma gama de outros fatores, que estão fora do controle do BCB, como os termos de troca e condições internacionais de liquidez, por exemplo.

Finalmente, os resultados jogam luz sobre a razão pela qual não se verificou uma brusca aceleração da inflação, a despeito do intenso processo de desvalorização do real ocorrido, notadamente, durante o 2º semestre de 2008. De fato, a intensa desvalorização cambial (da ordem de 40%) gerou uma forte pressão sobre o IPCA. Entretanto, dois outros fatores atuaram no sentido oposto, anulando parcialmente esse potencial efeito inflacionário: a queda no nível de atividade econômica e a drástica redução do preço das commodities. Esse episódio ilustra a essência do nosso modelo: trata-se de um instrumental em que a dinâmica dos preços resulta da combinação de três elementos fundamentais – a taxa de câmbio, o nível de atividade econômica e as condições de oferta agregada.

O presente artigo possui duas seções, além desta introdução e da conclusão. A seguir, é apresentada a metodologia, em que se destaca o uso de um software, chamado TETRAD, para definir as relações contemporâneas do modelo SVAR. Na seção 3, os resultados são analisados, dando-se ênfase aos coeficientes de repasse; nela também são apresentadas as funções de impulso-resposta e a decomposição da variância do IPCA. Na conclusão, destaca-se a importância do setor externo na determinação do IPCA, durante o período analisado.

2 – Metodologia

Um modelo VAR na forma reduzida não permite a identificação dos efeitos de choques exógenos independentes nas variáveis, pois neste tipo de modelo os resíduos são correlacionados contemporaneamente.

Uma forma comumente utilizada para identificar restrições sobre a relação contemporânea dos choques é a decomposição de Choleski, que propõe uma estrutura exatamente identificada ao modelo. No entanto, esta decomposição pode se mostrar inadequada, ao indicar uma estrutura contemporânea que não recebe respaldo da teoria econômica ou da causalidade presente na estrutura dos dados.

Autores como Sims (1986) têm ressaltado que, na existência de relação contemporânea, a escolha da ordem das variáveis na decomposição de Choleski pode implicar diferentes interpretações das funções impulso-resposta e da decomposição de variância do erro de previsão.

Como alternativa, diversos trabalhos (Sims, 1986; Bernanke, 1986; Blanchard e Quah, 1989; Leeper, Sims e Zha, 1996) têm sugerido o uso da ortogonalização, que permite impor restrições sobre-identificadas ao modelo. Esta metodologia é denominada de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVARs), na medida em que procura se valer da teoria econômica para identificar as restrições do modelo.

Para explicar a relação entre o VAR restrito e o VAR estrutural, considere duas variáveis quaisquer, Z e Y, com apenas uma defasagem. A representação do sistema estrutural é dada por:

$$Y_t = b_{10} + b_{12}Z_t + \delta_{11}Y_{t-1} + \delta_{12}Z_{t-1} + e_{yt}$$

$$Z_t = b_{20} + b_{21}Y_t + \delta_{21}Y_{t-1} + \delta_{22}Z_{t-1} + e_{zt}$$

No entanto, o sistema VAR na forma estrutural não pode ser estimado devido ao problema de endogeneidade. A saída é estimar o VAR restrito e a partir dele resgatar o VAR estrutural, sendo que a diferença entre a forma restrita e a estrutural é a inexistência de relações contemporâneas no primeiro caso. Colocando o sistema na forma restrita:

$$Y_t - b_{12}Z_t = b_{10} + \delta_{11}Y_{t-1} + \delta_{12}Z_{t-1} + e_{yt}$$

$$Z_t - b_{21}Y_t = b_{20} + \delta_{21}Y_{t-1} + \delta_{22}Z_{t-1} + e_{zt}$$

Reescrevendo na forma matricial, tem-se que:

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{pmatrix}$$

Ou

$$B \times X_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde:

$$B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \quad X_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix}$$

$$\Gamma_1 = \begin{pmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{pmatrix} \quad X_{t-1} = \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{pmatrix}$$

Pré multiplicando por B^{-1} :

$$B^{-1}B.X_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 X_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t$$

Obtém-se o VAR na forma reduzida:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t$$

Sendo: a_{i0} o elemento i do vetor A_0

a_{ij} o elemento da linha i coluna j de A_0

e_{ij} o elemento i do vetor e_t

Usando a nova notação temos:

$$Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Z_{t-1} + e_{1t}$$

$$Z_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Z_{t-1} + e_{2t}$$

O que é mais importante notar da diferença entre o VAR reduzido e o VAR estrutural é que um modelo VAR na forma reduzida não permite a identificação dos efeitos de choques exógenos independentes nas variáveis. Os erros do VAR na forma reduzida e_{1t} e e_{2t} são formados por uma composição dos choques estruturais, isto é, ε_{yt} e ε_{zt} . Mais especificamente, tem-se que:

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

$$e_{zt} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt} / 1 - b_{12}b_{21})$$

$$e_{yt} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt} / 1 - b_{12}b_{21})$$

Portanto, só é possível identificar o choque em uma única variável do sistema impondo restrições sobre as relações contemporâneas entre as variáveis do modelo.

Neste artigo, dois procedimentos serão usados para resgatar o VAR estrutural a partir do VAR restrito. Um deles é a orientação teórica, que indicará quais as relações contemporâneas existentes entre as variáveis. Outro procedimento é orientado pelos dados, seguindo as restrições estabelecidas pela metodologia TETRAD. Após selecionar as restrições sobre-identificadas, montam-se as matrizes que serão utilizadas na estimação dos modelos SVARs.

2.1 – Identificação do modelo VAR estrutural

Partimos da premissa de que em uma pequena economia aberta e com elevado grau de mobilidade de capitais, como a brasileira, são três os principais determinantes macroeconômicos do nível geral de preços: i) a demanda agregada; ii) a oferta agregada; e iii) a taxa de câmbio.

Para a estimação do modelo foram usadas as seguintes variáveis: i) índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); ii) índice da

produção física (*quantum*) da indústria (IND), calculado pelo IBGE e usado como *proxy* do comportamento da demanda agregada; iii) índice de preço das commodities (IC), formulado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e utilizado como *proxy* para as condições de oferta; e iv) taxa de câmbio média real/dólar (TXC), fornecida pelo BCB.

Duas ressalvas devem ser feitas. Primeiro, quanto ao uso do IPI como *proxy* das condições de demanda agregada. Como a produção industrial monta a cerca de 30% do Produto Interno Bruto (PIB), o uso dessa variável traz limitações não desprezíveis. De fato, o ideal seria usar um indicador mais amplo da atividade econômica, que também contemplasse pelo menos o setor de serviços, por exemplo. No entanto, a ausência de um índice mais fidedigno do nível de atividade calculado mensalmente nos força a usar a produção da indústria, como alias já se tornou usual na literatura empírica.

Segundo, o uso do IC como indicador das condições de oferta agregada também deve ser feito com cautela. Ele se refere a uma cesta de commodities, divididas em 3 grupos: i) metálicas; ii) não metálicas; e iii) energéticas (Nonnemberg e Lameiras, 2005). Portanto, este índice reflete as condições de oferta em um sentido muito específico: ele representa a estrutura de custos do setor produtivo. Isto é, uma elevação dos preços das commodities (por exemplo, petróleo e derivados) é interpretada como representativa de um choque negativo de oferta, com impactos inflacionários inequívocos. Da mesma forma, é razoável supor que, diante de uma queda generalizada dos preços das commodities, as pressões inflacionárias se arrefecerão. O uso desse indicador como *proxy* das condições de oferta se justifica especialmente tendo-se em vista o intenso processo de internacionalização dos processos produtivos – verificado na economia brasileira, notadamente a partir de meados da década de 1990 (Carneiro, 2002; Prates, 2004, 2005).

Como ressaltado, duas metodologias foram usadas para definir as relações contemporâneas entre as variáveis. A primeira é baseada nos resultados sugeridos pelo software TETRAD, desenvolvido por Spirtes, Glymour e Scheines (1993 e 2000), que utiliza a matriz de covariância dos resíduos da forma reduzida do VAR para estabelecer as relações contemporâneas entre as variáveis.⁴

A metodologia TETRAD indicou a existência de duas relações contemporâneas entre as variáveis. Uma da produção industrial para o índice de preço das commodities e outra da taxa de câmbio, também para o índice de preço das commodities. Seguindo o *benchmark*: IND, TXC, IC e IPCA, a representação pode ser feita como segue. Com base nesta representação tem-se:

$$\begin{aligned} e_1(t) &= \varepsilon_1(t) \\ e_2(t) &= \varepsilon_2(t) \\ e_3(t) &= -A_{31} e_1(t) - A_{32} e_2(t) + \varepsilon_3(t) \\ e_4(t) &= \varepsilon_4(t) \end{aligned}$$

A matriz S pode ser representada da seguinte forma:

$$S = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ A_{31} & A_{32} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Buscando relações teóricas entre as variáveis optou-se por destacar as seguintes relações contemporâneas: do índice de preço das commodities e do índice de produção industrial para a taxa de câmbio, via expectativas.

Partindo do *benchmark*: IND, TXC, IC e IPCA, a representação pode ser feita como segue:

⁴ Céspedes et al. (2008) e Vasquez et al. (2005) fazem uso dessa metodologia.

$$\begin{aligned}
e_1(t) &= \varepsilon_1(t) \\
e_2(t) &= -A_{21} e_1(t) - A_{23} e_3(t) + \varepsilon_2(t) \\
e_3(t) &= \varepsilon_3(t) \\
e_4(t) &= \varepsilon_4(t)
\end{aligned}$$

Na forma matricial tem-se:

$$S = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ A_{21} & 1 & A_{23} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

2.2 – Cálculo dos coeficientes de repasse

Estimados os modelos VARs restritos e resgatados os modelos SVARs, os coeficientes de repasse são derivados da função impulso-resposta acumulada. Belaisch (2003) usa essa metodologia para calcular o repasse para os preços das desvalorizações brasileiras dos anos de 1999 e de 2002. Aqui, além de calcularmos o coeficiente de repasse cambial (*CRTC*) também foram estimados os coeficientes de repasse das condições de demanda agregada (*CRDA*) e de oferta agregada (*CROA*) para os preços. Outra inovação com relação ao trabalho de Belaisch (2003) reside no fato de que a autora usa como *proxy* das condições de oferta agregada apenas o preço do petróleo. Como já ressaltado, o indicador empregado por nós (IC) é muito mais amplo e, portanto, fidedigno das condições de oferta.

O coeficiente de repasse do câmbio (*CRTC*) é calculado da seguinte forma:

$$CRTC_{t,t+j} = \left(\frac{\sum_{j=1}^T \Delta \ln IP_{t,t+j}}{\sum_{j=1}^T \Delta \ln TXC_{t,t+j}} \right) \times 100$$

Onde: $\Delta IP_{t,t+j}$ é a variação no nível de preços j meses após um choque realizado no período t ; e $\Delta TXC_{t,t+j}$ é a mudança no nível da taxa câmbio j meses após um choque ocorrido em t .

O coeficiente de repasse da demanda agregada (*CRDA*) foi obtido da seguinte maneira:

$$CRDA_{t,t+j} = \left(\frac{\sum_{j=1}^T \Delta \ln IP_{t,t+j}}{\sum_{j=1}^T \Delta \ln IND_{t,t+j}} \right) \times 100$$

Onde: $\Delta IND_{t,t+j}$ é a variação no nível da demanda agregada, medida pela produção industrial, j meses após um choque ocorrido no período t .

Finalmente, o coeficiente de repasse da oferta agregada (*CROA*) foi calculado pela equação a seguir:

$$CROA_{t,t+j} = \left(\frac{\sum_{j=1}^T \Delta \ln IP_{t,t+j}}{\sum_{j=1}^T \Delta \ln IC_{t,t+j}} \right) \times 100$$

Onde: $\Delta IC_{t,t+j}$ é a variação no nível da oferta agregada, medida pelo índice de *commodities*, j meses após um choque ocorrido no período t .

2.3 – Base de dados

Todas as variáveis são usadas em logaritmo. As séries são de periodicidade mensal, compreendendo o período de janeiro de 1999 a março de 2010, portanto, totalizando 135 observações. Trata-se, assim, de uma amostra que pode ser considerada grande, o que dá confiabilidade aos resultados.⁵

Utiliza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a ordem de integração das séries. A hipótese nula do teste é que as séries possuem uma raiz unitária. Como pode ser observado na Tabela 1, há forte evidência de que todas as séries são não-estacionárias ao nível de significância de 5%.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária no nível: Dickey-Fuller Aumentado

Variável	Estatística (τ)	P-Valor	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
<i>LOGIPCA</i>	-1.0800	0.9277	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>LOGLIV</i>	-2.0371	0.5754	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>LOGADM</i>	-1.1179	0.9214	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>LOGTRAD</i>	-1.1877	0.9084	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>LOGNTRAD</i>	-3,3004	0,0702	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>LOGIC</i>	-2,4346	0,3600	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>LOGIPI</i>	-2,0473	0,5692	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>LOGTC</i>	-1,4462	0,8420	-4.0285	-3.4439	-3.1467

Fonte: elaboração própria. Nota: incluíram-se os termos constante e tendência em todos os modelos.

Quando as séries são não-estacionárias, é preciso diferenciá-las quantas vezes forem necessárias até que se obtenham séries estacionárias, encontrando, assim, a sua ordem de integração. Assim, o teste ADF é aplicado às séries em primeira diferença, conforme a Tabela 2.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária na diferença: Dickey-Fuller Aumentado

Variável	Estatística (τ)	P-Valor	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
<i>DLOGIPCA</i>	-5,7004	0,0001	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>DLOGLIV</i>	-4,7736	0,0025	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>DLOGADM</i>	-8,8974	0,0000	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>DLOGTRAD</i>	-5,8064	0,0001	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>DLOGNTRAD</i>	-6,4993	0,0000	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>DLOGIC</i>	-5,9545	0,0000	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>DLOGIPI</i>	-6,8473	0,0000	-4.0285	-3.4439	-3.1467
<i>DLOGTC</i>	-8,7359	0,0000	-4.0285	-3.4439	-3.1467

Fonte: elaboração própria. Nota: incluíram-se os termos constante e tendência em todos os modelos.

⁵ Ver Greene (2003: capítulo 9).

As variáveis se mostraram estacionárias para os níveis de significância considerados, apontando que estas são integradas de ordem um, $I(1)$. A partir da constatação que as séries possuem uma raiz unitária, empregou-se o teste de cointegração para investigar a existência de uma possível relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. O teste de cointegração para o IPCA cheio, o câmbio e as *proxies* da oferta e da demanda agregada está disposto na Tabela 3.

Tabela 3 – Teste de Johansen

	Estatística do Traço			Estatística do Máximo Autovalor		
	Observado	Valor crítico 5%	P-valor	Observado	Valor crítico 5%	P-valor
R = 0	62.96221	63.87610	0.0595	31.79611	32.11832	0.0547
R ≤ 1	31.16610	42.91525	0.4345	17.61328	25.82321	0.4074
R ≤ 2	13.55281	25.87211	0.6942	7.942750	19.38704	0.8266

Fonte: elaboração própria. Nota: O teste foi realizado com constante, tendência linear e duas defasagens.

A hipótese nula (não há relação de cointegração) não é rejeitada ao nível de 5% de significância, tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor. Ou seja, não há evidência favorável à existência de um vetor de cointegração entre as variáveis em questão.⁶

É verdade que a evidência contrária à existência de cointegração – ou de uma relação de longo prazo entre as variáveis – pode estar sendo verificada devido ao tamanho da amostra. Ou seja, é possível que a existência de cointegração esteja sendo mascarada pelo fato da amostra não ser *suficientemente* grande – para que se revele uma relação de longo prazo entre as variáveis. Assim, para dar mais confiabilidade aos resultados optou-se por também estimar o modelo com as variáveis em nível.

Desta forma, os três coeficientes de repasse foram calculados por meio de quatro metodologias distintas, utilizando-se as: i) variáveis em 1ª diferença, seguindo a ordenação de inspiração teórica; ii) variáveis em nível, usando a ordenação teórica; iii) variáveis em 1ª diferença, baseada na ordenação definida pelo TETRAD; e iv) variáveis em nível, seguindo a ordenação fornecida pelo TETRAD. Dada a limitação de espaço, decidiu-se reportar apenas os resultados do modelo com as variáveis em primeira diferença. Isso será feito na próxima seção.

3 – Resultados

Chama atenção o fato de que os resultados não variam substancialmente em função da metodologia aplicada. Isso é particularmente verdadeiro quando se comparam os resultados obtidos utilizando-se as séries em 1ª diferença para ambas as ordenações, a de inspiração teórica e a obtida pelo TETRAD. A seguir eles serão interpretados. Antes disso, cabe ressaltar que, de forma geral, os coeficientes de repasse calculados quando se usam as series em nível apresentam magnitudes superiores aos obtidos com as séries em diferença, como era de se esperar. O que importa salientar é que há uma considerável convergência dos resultados alcançados com as diferentes metodologias, conferindo maior robustez à análise econométrica.

3.1 – Coeficientes de repasse

Em todos os casos analisados, o efeito acumulado do choque atinge seu patamar máximo em cerca de 6 meses. A partir daí, o impacto do choque se dissipa progressivamente e, ao final de 10-12 meses, se esgota quase que completamente – e os coeficientes de repasse se estabilizam. A seguir, serão analisados os repasses do câmbio, da demanda e da oferta para o IPCA cheio e suas decomposições, obtidos utilizando-se a ordenação teórica e a fornecida pela TETRAD (com as variáveis em 1ª diferença). Em todos os casos, o foco será o repasse acumulado em 12 meses.

⁶ O teste de cointegração foi realizado também para as decomposições do IPCA e o resultado se manteve.

3.1.1 – Coeficiente de repasse do câmbio para inflação

Nas Tabelas 5.1 e 5.2 encontram-se os coeficientes de repasse do câmbio para o IPCA e suas decomposições, usando-se, respectivamente, a ordenação de inspiração teórica e a obtida pelo TETRAD. Os valores são calculados acumulando-se o efeito de um choque no câmbio, para diferentes períodos: 2, 3, 6, 9 e 12 meses.

O coeficiente de repasse do câmbio para o IPCA cheio é da ordem de 6-7%. Isso significa que uma desvalorização de 10% do real implica um aumento de cerca de 0,7% no IPCA, ao final de 12 meses. Este valor é inferior ao calculado, por exemplo, por Belaisch (2003) e por Minella *et al* (2003), que montam, respectivamente a 1,7% e 1,15%.⁷ Essa diferença, muito provavelmente, decorre do fato de que estes trabalhos usam amostras distintas da aqui empregada. Nos dois artigos, os autores trabalharam com o período de julho de 1999 a dezembro de 2002, totalizando apenas 30 observações. O reduzido número de observações desses estudos pode estar comprometendo os resultados obtidos. Em outras palavras, o fato de usarmos uma amostra que pode ser considerada grande, com 135 observações, dá mais confiabilidade aos nossos resultados.

É importante destacar que, dentre os três coeficientes de repasse analisados neste trabalho, o *CRTC* se mostra o de maior magnitude. Trata-se de mais uma evidência favorável a um dos mais marcantes fatos estilizados da economia brasileira desde o Plano Real: a elevada influência da taxa de câmbio sobre a inflação (Oreiro *et al.*, 2008; Ferrari Filho, Paula e Arestis, 2009; Modenesi, 2005).

Os preços administrados são mais sensíveis à taxa de câmbio do que os livres, como também verificado no trabalho de Minella *et al* (2003). Isso se deve ao fato de que 3 itens do grupo administrados têm tarifas atreladas ao câmbio. O preço de petróleo e derivados é diretamente afetado pela cotação do dólar norte-americano, pois se trata de uma commodity com cotação internacional. Já as tarifas de energia elétrica residencial e de telefonia, são indiretamente afetadas pelo câmbio, visto que ambas são reajustadas com base no Índice Geral de Preços (IGP), da Fundação Getúlio Vargas.⁸

O fato de 60% do IGP ser composto pelo Índice de Preços ao Atacado (IPA) – que tem alta participação de importados – o torna mais sensível ao câmbio. Assim, uma desvalorização contamina o IGP que, por sua vez, impacta os preços administrados por intermédio dos reajustes destes três itens – que constituem, cerca de metade (47.11%) dos administrados (Tabela 4). Como os administrados constituem 29,81% do total do IPCA, esses itens, em conjunto, referem-se a mais de 14% da cesta que compõe o IPCA. Esta é uma das razões para o elevado coeficiente de repasse cambial do IPCA cheio.

Tabela 4 – Participação nos Administrados e no IPCA: itens selecionados

Itens	Peso nos administrados(%)	Peso no IPCA (%)
Produtos derivados do petróleo	18.69	5.57
Energia elétrica residencial	11.14	3.32
Serviços telefônicos	17.28	5.15
Total	47.11	14.04

Fonte: elaboração própria com base em IBGE (2010).

Finalmente, os preços dos bens comercializáveis com o exterior são consideravelmente mais sensíveis ao câmbio do que os não comercializáveis: o repasse cambial daqueles é quase 3 vezes

⁷ Isto é, o coeficiente de repasse calculado por Belaisch (2003) é igual a 17% e o de Minella *et al* (2003) é de cerca de 11%. Para uma resenha sobre o tema, ver Squeff (2009). O coeficiente de repasse cambial estimado pelo autor, para o período entre Janeiro de 1999 e dezembro de 2007, se aproxima do valor por nós encontrado, variando entre 7,7 e 8,6%, dependendo da metodologia empregada.

⁸ Até o ano de 2005, o IGP-DI servia como referência para o reajuste das tarifas de telefonia. Em janeiro de 2006, o IGP-DI foi substituído pelo o Índice do Setor de Telecomunicações (IST), formado por uma cesta de índices: IPCA, INPC, IGP e IGPM. Assim, o IGP continua sendo usado, ainda que indiretamente, na correção das tarifas telefônicas.

superior ao dos não comercializáveis. Isso também é esperado tendo-se em vista que parcela significativa dos bens comercializáveis é importada e, portanto, diretamente afetada pelo câmbio.

Tabela 5.1 – Coeficiente de Repasse Cambial (Teórico): IPCA e Decomposições

Meses	IPCA	Livres	Administrados	Não-comercializáveis	Comercializáveis
2	2,2%	1,6%	4,2%	0,4%	2,4%
3	5,8%	6,5%	10,6%	2,2%	7,1%
6	6,8%	7,7%	11,7%	3,1%	8,8%
9	7,0%	7,9%	11,9%	3,3%	9,2%
12	7,1%	7,9%	11,9%	3,4%	9,3%

Tabela 5.2 – Coeficientes de Repasse Cambial (Tetrad): IPCA e Decomposições

Meses	IPCA	Livres	Administrados	Não-comercializáveis	Comercializáveis
2	1,9%	1,5%	3,4%	0,3%	2,2%
3	4,3%	3,8%	6,2%	1,4%	5,3%
6	5,7%	5,6%	7,4%	2,4%	7,4%
9	6,0%	6,1%	7,6%	2,8%	7,9%
12	6,1%	6,3%	7,7%	2,8%	8,1%

Fonte: elaboração própria.

3.1.2 – Coeficiente de repasse da demanda para inflação

O efeito de uma aceleração da atividade econômica sobre o IPCA mostra-se relativamente pequeno (Tabelas 6.1 e 6.2). O coeficiente de repasse da demanda para os preços calculado com base na ordenação definida pelo TETRAD é inferior a 5% (ao final de 12 meses). Quando se usa a ordenação de inspiração teórica, esse número é pouco superior a 2%. Constitui valor consideravelmente inferior ao repasse cambial aqui estimado.

Trata-se de potencial fonte de problemas para o funcionamento do mecanismo de transmissão da política monetária: a inflação tem-se mostrado pouco sensível ao nível de atividade. Isso significa que, ao aumentar os juros, o BCB pode até contrair a demanda agregada; entretanto, o desaquecimento da economia não se transmite *integralmente* para os preços: o arrefecimento da inflação parece ser desproporcional à queda no nível de atividade. Assim, corrobora-se a proposição de que a inflação é pouco sensível à taxa de juros (Araújo e Modenesi, 2010; Modenesi, 2010). É neste sentido que a evidência aqui apresentada pode ser interpretada como favorável à hipótese – já bastante difundida – de que há problemas na transmissão da política monetária.⁹

Desse modo, o presente trabalho também pode contribuir para explicar por que, apesar das altas taxas de juros praticadas pelo BCB, a inflação tem-se mantido em um patamar relativamente elevado. Por exemplo, o BCB não foi capaz de cumprir as metas de inflação por três anos seguidos,

⁹ Por exemplo, o Presidente do BCB afirmou recentemente que os financiamentos do BNDES – por serem remunerados notadamente pela TJLP, que não é afetada pela Selic – podem comprometer a eficácia da política monetária no combate a inflação: “Uma maneira de dizer isso seria que diminui a eficiência da política monetária. Eu prefiro dizer que é possível, é plausível pensar, que possa demandar uma Selic um pouco maior” (Meirelles, 2010). A este respeito ver também BCB (2010). Não se propõe a discutir as eventuais causas desse problema; para uma resenha, ver Modenesi e Modenesi (2010).

entre 2001 e 2003, apesar de a taxa Selic real ter alcançado, respectivamente, 9,10%, 5,85% e 12,87% a.a., no mesmo período.¹⁰

Tabela 6.1 – Coeficiente de Repasse da Demanda (Teórico): IPCA e Decomposições

Meses	IPCA	Livres	Administrados	Não-comercializáveis	Comercializáveis
2	1.24%	1.50%	-0.70%	-0.50%	5.22%
3	1.60%	2.47%	-0.43%	-0.23%	6.49%
6	2.01%	3.73%	-0.12%	0.39%	7.84%
9	2.09%	4.01%	-0.08%	0.57%	8.09%
12	2.11%	4.08%	-0.08%	0.61%	8.14%

Tabela 6.2 – Coeficiente de Repasse da Demanda (Tetrad): IPCA e Decomposições

Meses	IPCA	Livres	Administrados	Não-comercializáveis	Comercializáveis
2	1,5%	1,9%	1,1%	-0,3%	3,7%
3	3,6%	4,4%	3,0%	0,7%	8,3%
6	4,6%	5,8%	3,6%	1,8%	10,4%
9	4,8%	6,1%	3,6%	2,0%	10,8%
12	4,9%	6,2%	3,6%	2,1%	10,9%

Como era de se esperar, os preços livres são mais sensíveis à atividade econômica do que os administrados. Isto por que estes preços – definidos por contratos, no âmbito Federal, ou de forma discricionária pelos governos subnacionais – não são formados livremente pela interação entre oferta e demanda. O *CRDA* estimado para os primeiros é da ordem de 4-6%; já o *CRDA* dos administrados é de 3,6%, calculado com base na ordenação do TETRAD. Quando se usa a ordenação teórica, esse valor aproxima-se de zero. Cabe notar que aqui se encontra a maior discrepância dos resultados em relação à ordenação utilizada.

Apesar de menos sensíveis a choques de demanda do que os preços livres, a resposta dos administrados a um choque de demanda não é desprezível (quando se usa a ordenação fornecida pelo TETRAD), como a princípio poder-se-ia imaginar. Uma explicação para isso é que, notadamente os governos estaduais e municipais, seriam mais propícios a reajustar tarifas em momentos de maior dinamismo econômico. Trata-se de hipótese plausível que, entretanto, ainda merece investigação mais profunda.

Por fim, os preços dos bens comercializáveis com o exterior são muito mais sensíveis ao nível de atividade econômica do que os não comercializáveis: o *CRDA* estimado para os primeiros é pelo menos 5 vezes maior do que o calculado para os não comercializáveis, para ambas as ordenações. Trata-se de um resultado, a princípio, contrário ao previsto pela teoria econômica: em momentos de maior aquecimento econômico, uma parcela da demanda agregada doméstica pode ser satisfeita com a importação de bens comercializáveis, o que não ocorre com os não comercializáveis.

Consequentemente seria razoável esperar que a inflação dos comercializáveis fosse menos sensível ao nível de atividade econômica. É muito provável que este resultado decorra do fato de que a atividade industrial, especialmente neste caso, pode não ser uma boa *proxy* para a demanda agregada. Como já ressaltado, a participação da indústria no PIB é da ordem de 30%, o que torna

¹⁰ Nesse período, O Brasil e a Turquia revezaram-se no posto de detentor da maior taxa de juros real do mundo.

esse indicador pouco fidedigno do nível global de atividade. Por um lado, é razoável supor que, em média, a atividade dos setores – primário, secundário e terciário – econômicos é positivamente correlacionada. Por outro, é possível que, em determinados momentos, o setor de serviços – que constituem a maioria dos itens não comercializáveis – apresente um comportamento divergente do setor industrial.¹¹ Isso impõe a busca de um indicador mais fidedigno do nível de atividade econômica, com o intuito de dar mais confiabilidade aos nossos resultados. No entanto, cabe ressaltar que o PIB industrial é largamente utilizado como *proxy* do PIB global na literatura brasileira.

3.1.3 – Coeficiente de repasse da oferta para inflação

As condições de oferta são representadas por um índice de preços de commodities, que fazem parte da estrutura de custos do setor produtivo doméstico. Assim, uma elevação no preço das commodities implica um aumento de custos (ou um choque negativo de oferta), o que pressiona os preços para cima. A magnitude do coeficiente de repasse da oferta depende da capacidade das firmas repassarem para os preços as mudanças ocorridas nos custos de produção.¹²

Dos três coeficientes de repasse analisados, o da oferta é o de menor magnitude. Uma elevação de 10% no IC implica um aumento de 0,11% no IPCA, segundo o modelo de orientação teórica, e uma elevação de 0,24%, de acordo com o modelo que segue a ordenação do TETRAD (Tabelas 7.1 e 7.2).

Tabela 7.1 – Coeficientes de Repasse da Oferta (Teórico): IPCA e Decomposições

Meses	IPCA	Livres	Administrados	Não-comercializáveis	Comercializáveis
2	0,36%	0,15%	0,26%	0,24%	0,03%
3	0,82%	0,69%	1,81%	0,49%	0,52%
6	1,05%	1,06%	2,70%	0,68%	0,88%
9	1,10%	1,15%	2,91%	0,73%	0,97%
12	1,11%	1,17%	2,96%	0,74%	0,99%

Tabela 7.2 – Coeficientes de Repasse da Oferta (Tetrad): IPCA e Decomposições

Meses	IPCA	Livres	Administrados	Não-comercializáveis	Comercializáveis
2	0,9%	0,4%	1,8%	0,3%	0,6%
3	1,9%	1,2%	2,9%	0,9%	1,8%
6	2,3%	1,7%	3,1%	1,2%	2,5%
9	2,4%	1,9%	3,1%	1,3%	2,6%
12	2,4%	1,9%	3,1%	1,4%	2,7%

Fonte: elaboração própria.

Observa-se uma maior sensibilidade dos bens comercializáveis às condições de oferta – em relação aos não comercializáveis com o exterior. O *CROA* para os primeiros é cerca de 2 vezes

¹¹ Por exemplo, o ciclo de estoques torna o nível de atividade do setor industrial mais volátil do que o do setor de serviços.

¹² Esta capacidade depende em larga medida da estrutura de mercado em que as firmas operam. Constitui-se, assim, em relevante fator microeconômico na determinação do nível geral de preços. Como o foco de nossa análise é macroeconômico, consideramos dadas as estruturas de mercado, bem como os demais fatores de ordem micro que posam vir a impactar a formação dos preços.

maior do que o valor estimado para os não comercializáveis. Finalmente, destaca-se a maior resposta dos preços administrados às condições de oferta.

3.2 – Análise de decomposição da variância do IPCA

A análise de decomposição da variância reforça os resultados apresentados anteriormente. Nas Tabela 8.1 e 8.2, encontra-se a decomposição da variância do IPCA, usando-se, respectivamente, a ordenação de inspiração teórica e a obtida pelo TETRAD. Essa análise possibilita atribuir uma espécie de peso – ou de importância relativa – a cada um dos determinantes macroeconômicos do IPCA. Como era de se esperar, a maior parte da variância da inflação é explicada pela sua própria variância. Isso pode ser interpretado como uma medida da inércia inflacionária: ao final de 12 meses, 85% da variância do IPCA é explicada pelo próprio IPCA. Mas não é isso que queremos destacar.

Tabela 8.1 – Decomposição da Variância do IPCA (Teórico)

Período	DLOGOFERTA	DLOGDEMANDA	DLOGCAMBIO	DLOGIPCA
1	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
3	0.044850	0.450670	11.29746	88.12311
6	0.045201	0.581356	13.41807	85.85252
9	0.045228	0.588469	13.50336	85.75933
12	0.045230	0.588777	13.50663	85.75573

Tabela 8.2 – Decomposição da Variância do IPCA (Tetrad)

Período	DLOGOFERTA	DLOGDEMANDA	DLOGCAMBIO	DLOGIPCA
1	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
3	2.016486	0.754179	9.746022	87.48331
6	2.479397	0.894014	11.51439	85.11219
9	2.501256	0.900047	11.58382	85.01487
12	2.502153	0.900287	11.58646	85.01110

Fonte: elaboração própria.

O que deve ser ressaltado é a clara assimetria existente entre a relevância dos fatores de ordem doméstica e os de caráter externo na evolução do IPCA. Por um lado, é o alto peso dos *condicionantes externos* – formados pela taxa de câmbio e pelo preço das commodities – na evolução da inflação. Em conjunto, eles respondem por cerca de 14% da variância do IPCA (ao final de 12 meses). Por outro lado, os *condicionantes internos* – expressos pelo nível de atividade econômica – explicam menos de 1% do comportamento da inflação. Vale dizer, a análise de decomposição da variância soma-se às evidências já apresentadas de que a evolução dos preços é muito mais sensível aos fatores externos do que aos domésticos.

3.3 – Funções de Impulso resposta

Em seguida, são brevemente analisadas as funções impulso-resposta, de: i) o IPCA cheio; ii) os preços dos itens livres e administrados; e ii) os preços dos itens comercializáveis e não comercializáveis com o exterior a um choque, respectivamente, em: câmbio, demanda e oferta. Primeiro são apresentados os resultados obtidos usando-se a ordenação de inspiração teórica e, logo em seguida, a ordenação fornecida pelo TETRAD. Mais uma vez, destaca-se que os resultados variam muito pouco em função da metodologia empregada: as funções de impulso-resposta apresentam muita semelhança, mostrando-se pouco sensível à ordenação utilizada para simular o efeito do choque. Isso confere maior robustez à nossa análise.

3.3.1 – Resposta do IPCA

A Figura 1 ilustra claramente a relevância dos condicionantes externos na evolução do IPCA. O choque no câmbio é consideravelmente mais intenso e duradouro do que os demais. A importância das condições de oferta também é destacada. Com isso, é ressaltada a baixa sensibilidade do IPCA às condições domésticas, medida por um choque no nível de atividade: o efeito de um choque na demanda sobre o IPCA é de intensidade relativamente baixa e tem curta duração. Apesar do choque cambial se dissipar mais lentamente que os demais, as funções se estabilizam ao final de 10 meses.

Figura 1.1 – Resposta do IPCA a um Choque em: Câmbio, Demanda e Oferta (Teórica)

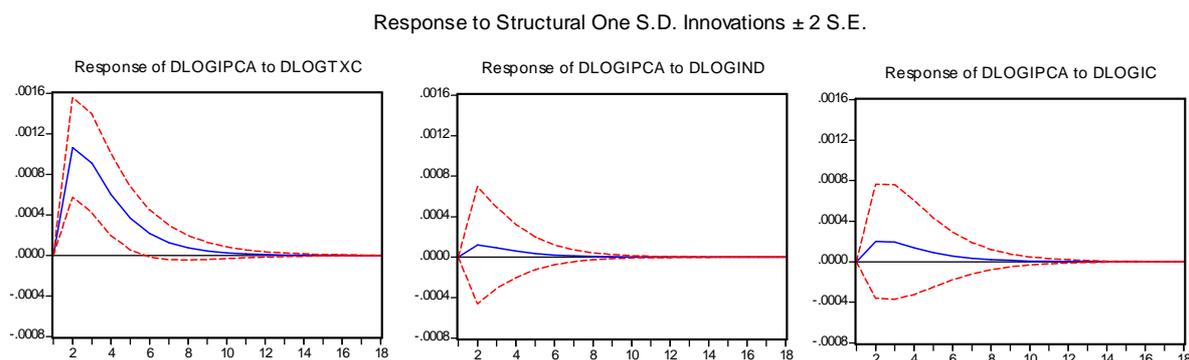
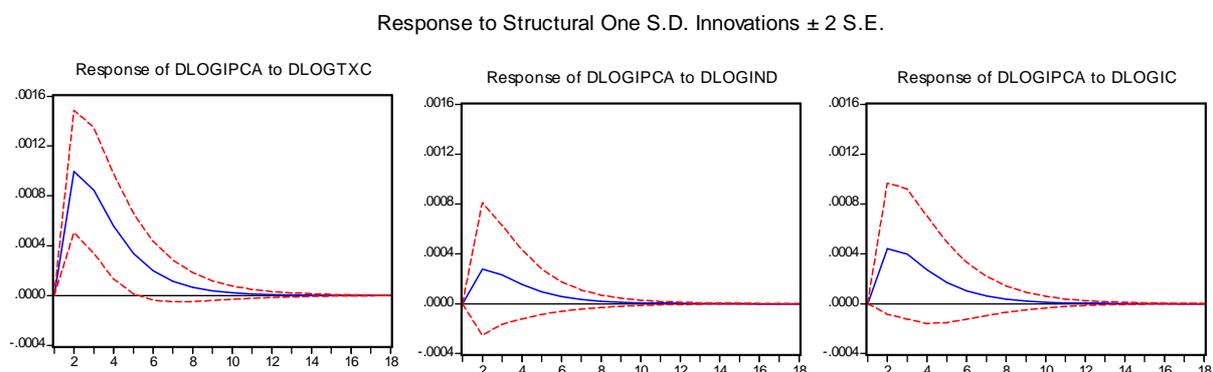


Figura 1.2 – Resposta do IPCA a um Choque em: Câmbio, Demanda e Oferta (TETRAD)



Fonte: elaboração própria.

3.3.2 – Resposta dos preços livres e administrados

Ao se decompor o IPCA, também se identifica um maior efeito do câmbio, tanto sobre os preços livres quanto administrados. Dentre os três choques analisados, o cambial é o mais intenso e duradouro. O efeito do choque cambial somente se dissipa em cerca 7 meses, para os preços administrados; e dura até 1 ano, no caso dos livres. Esse resultado contrasta com a baixa relevância do nível de atividade, verificada notadamente sobre os preços livres. O efeito de um choque de demanda apresenta intensidade relativamente baixa e curta duração.

Figura 2.1 – Resposta dos Preços Livres e Administrados um Choque em: Câmbio, Demanda e Oferta (Teórico)

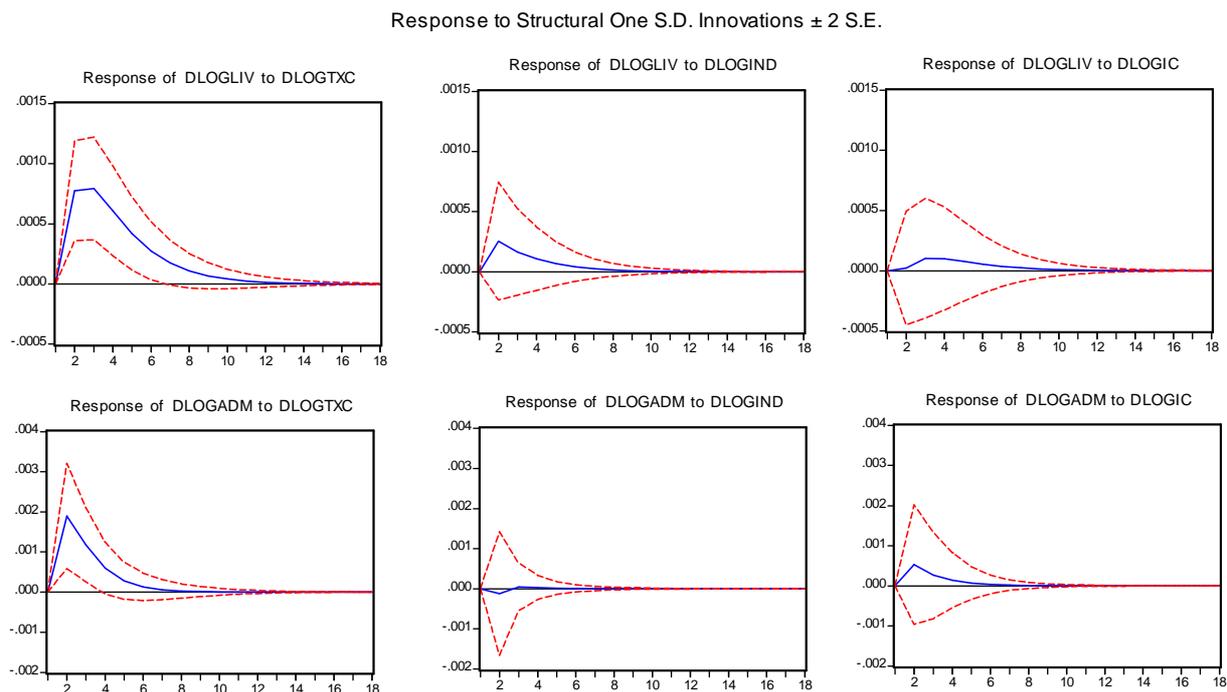
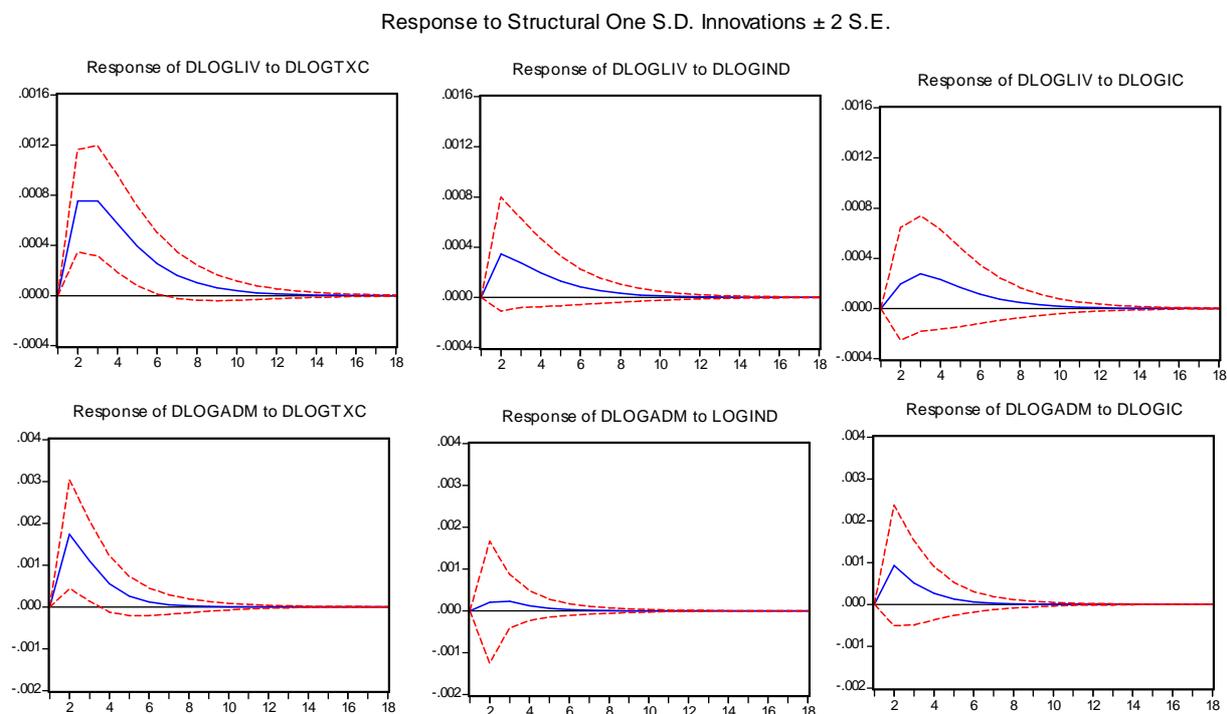


Figura 2.2 – Resposta dos Preços Livres e Administrados a um Choque em: Câmbio, Demanda e Oferta (TETRAD)

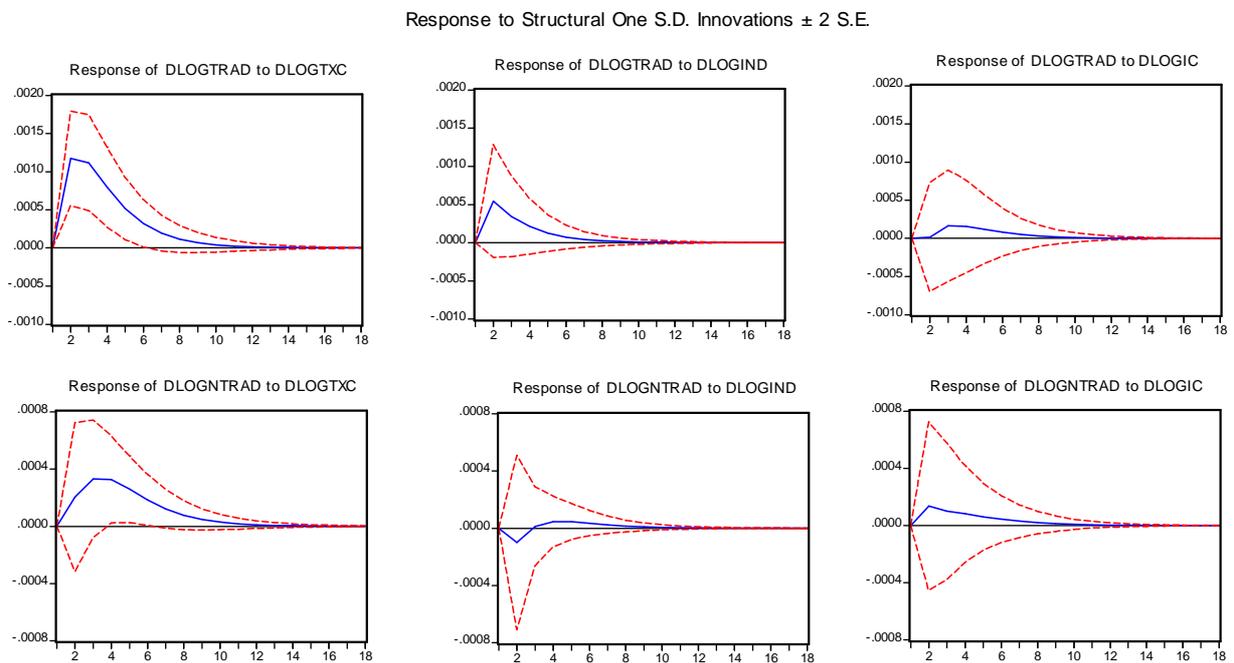


Fonte: elaboração própria.

3.3.3 – Resposta dos preços comercializáveis e não-comercializáveis

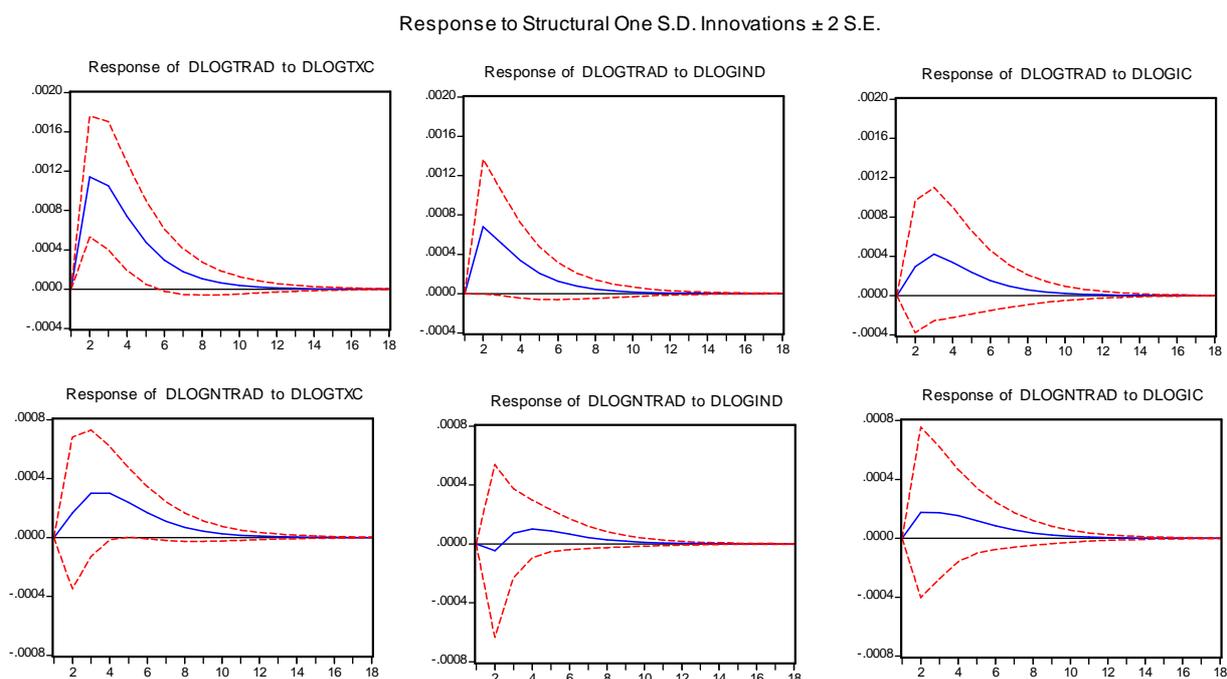
Finalmente, ao se decompor o IPCA em preços comercializáveis e não comercializáveis com o exterior, constata-se uma maior sensibilidade dos primeiros à taxa de câmbio. O efeito de um choque cambial é mais intenso sobre os preços dos itens comercializáveis. Em ambos os casos, o efeito de um choque no câmbio apresenta persistência relativamente elevada: as funções de impulso-resposta se estabilizam em cerca de 12 meses após a ocorrência do choque. Chama atenção o fato dos preços dos bens comercializáveis serem mais afetados pelo nível de atividade do que dos não comercializáveis. Como ressaltado anteriormente, trata-se de um resultado pouco intuitivo que provavelmente decorre do fato de que, especialmente neste caso, o nível de atividade industrial não é uma boa *proxy* para a demanda.

Figura 3.1 – Resposta dos Preços Comercializáveis e Não-Comercializáveis a um Choque em: Câmbio, Demanda e Oferta (Teórica)



Fonte: elaboração própria.

Figura 3.2 – Resposta dos Preços Comercializáveis e Não-Comercializáveis a um Choque em: Câmbio, Demanda e Oferta (TETRAD)



Fonte: elaboração própria.

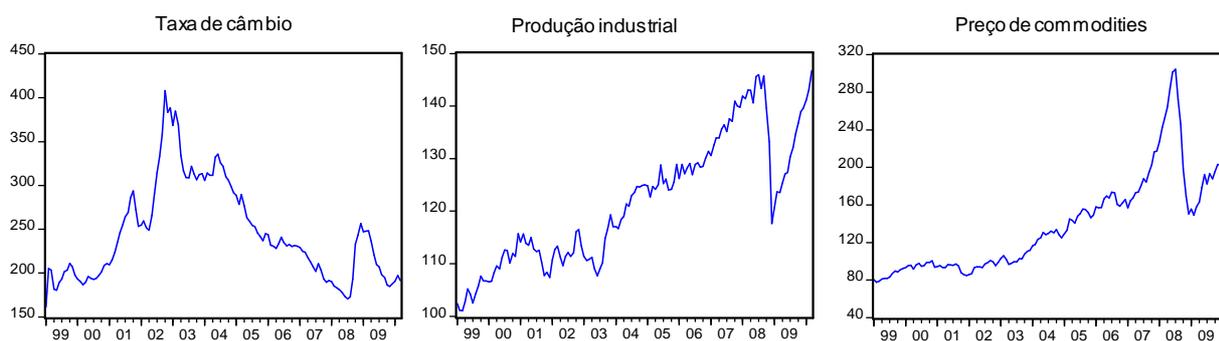
3.4 – Conjugando os determinantes macroeconômicos do IPCA

Resumindo os principais resultados, temos que o IPCA é muito sensível ao câmbio: o *CRTC* é da ordem de 6-7%. Em seguida, encontra-se o efeito do nível de atividade: o *CRDA* varia entre 2-5%. Finalmente, as condições de oferta têm impacto relativamente pequeno sobre os preços: o *CROA* é da ordem de 1-2,5%.

Até então, os condicionantes macroeconômicos do IPCA foram tratados de forma isolada, por questão didática. Obviamente, a dinâmica dos preços resulta, em última análise, da combinação desses três elementos – que podem estar impactando os preços de maneiras opostas. É precisamente esta a principal contribuição desse artigo: fornecer um instrumental capaz de explicar o comportamento do IPCA, do ponto de vista macroeconômico.

A desvalorização de 2008 ilustra muito bem o efeito conjugado sobre o comportamento dos preços dos três repasses que fundamentam nossa análise. Os resultados elucidam a razão pela qual não se verificou uma brusca aceleração da inflação, a despeito do intenso processo de desvalorização do real verificado, notadamente, durante o 2º semestre de 2008. Entre os meses de julho e dezembro, o real se desvalorizou 50%; no ano a desvalorização acumulada foi de 34% (Figura 7).

Figura 4 – Preço de Commodities, Taxa de Câmbio e Produção Industrial: 1999:1-2008:12



Fonte: elaboração própria. Nota: preço de commodities e produção industrial em números índices e taxa de câmbio nominal R\$/US\$.

Essa expressiva desvalorização – um dos reflexos mais imediatos da crise do *subprime*, que se intensificou a partir do 4^o trimestre de 2008 com a falência do banco Lehman Brothers – não se traduziu em drástica elevação da inflação, para surpresa de alguns analistas. À época, gerou-se um temor de que poderia ocorrer um repique inflacionário, tendo em vista a relevância da taxa de câmbio na evolução dos preços no Brasil. Entretanto, o IPCA acumulou variação de 5,9%, em 2008, contra uma variação de 4,5%, em 2007. De forma semelhante, não se verificou um repique inflacionário em 2009, quando a inflação ficou em 4,31%.

A razão para essa baixa contaminação da inflação pela desvalorização de 2008 é perfeitamente explicada por nosso modelo. No mesmo período, também ocorreu uma forte queda na produção industrial (de 15%) e, notadamente, um expressivo choque positivo de oferta, dado por uma redução de 31% no índice de preços das commodities.

Isso não implica, de forma alguma, em reduzir a importância da taxa de câmbio no mecanismo de transmissão da política monetária – como alguém poderia imaginar, ao desconsiderarem-se os demais condicionantes macroeconômicos do IPCA. Como ressaltado, o câmbio é altamente relevante da determinação dos preços domésticos, constituindo-se isoladamente no fator de mais alto peso na determinação do IPCA. Entretanto, isso não implica que uma desvalorização do real, necessariamente, irá gerar inflação. Em síntese, a dinâmica do IPCA depende da conjugação de seus três condicionantes macroeconômicos. É justamente essa a essência do nosso modelo.

4 – Conclusão

Conforme as evidências apresentadas, a taxa de câmbio é, isoladamente, o componente mais relevante na determinação do IPCA, seguida pelo nível de atividade econômica e, finalmente, pelas condições de oferta. Esse resultado robustece um fato estilizado da economia brasileira pós plano real: a importância do câmbio na determinação dos preços. Não é aqui, portanto, que se encontra a contribuição específica deste trabalho – apesar de apresentarmos estimação razoavelmente robusta do coeficiente de repasse cambial, tendo em vista o tamanho da amostra e a metodologia aplicada.

Nossa contribuição reside em mostrar que os condicionantes domésticos dos preços no Brasil são menos relevantes do que os fatores externos. Dito de outra forma, o setor externo desempenha um papel crucial na evolução do IPCA. O coeficiente de repasse cambial é consideravelmente maior do que o impacto da demanda agregada sobre os preços. Esse resultado é reforçado quando se decompõe a variância do IPCA. Em conjunto, a taxa de câmbio e as condições de oferta explicam 14% da variância da inflação. Já o nível de atividade, responde por apenas 1% da variância do IPCA.

Da constatação de que os fatores externos se sobrepõem à demanda agregada na determinação dos preços, derivam-se relevantes implicações para a política monetária. Trata-se de potencial fonte de problemas para o funcionamento do mecanismo de transmissão: a inflação tem-se mostrado pouco sensível ao nível de atividade. Isso significa que, ao aumentar os juros, o BCB pode contrair a demanda agregada; entretanto, o desaquecimento da economia não se transmite *integralmente* para os preços: o arrefecimento da inflação é desproporcional à queda no nível de atividade. Neste sentido, corrobora-se a proposição de que a inflação é pouco sensível à taxa de juros. Assim, a evidência aqui apresentada pode ser interpretada como favorável à hipótese de que há problemas na transmissão da política monetária.

O fato de os condicionantes externos serem preponderantes na evolução dos preços pode comprometer a eficácia da política monetária no combate à inflação. É verdade que, ao aumentar a taxa de juros, o BCB torna os ativos financeiros domésticos mais rentáveis estimulando a entrada de capitais externos e, assim, contribuindo para valorizar o real. Como o repasse cambial é alto, os efeitos da política monetária se transmitem para os preços pelo canal do câmbio.

Todavia, a política monetária, por si só, não é capaz de determinar a taxa de câmbio. Essa variável também depende de uma gama de outros fatores, além da taxa de juros, que estão complementemente fora do controle do BCB. Por exemplo, o câmbio é influenciado por: i) termos de troca; ii) demanda por exportações, intimamente relacionada com o nível de renda dos nossos parceiros comerciais; iii) aversão a risco dos investidores internacionais; e iv) condições internacionais de liquidez.

Consequentemente, o BCB corre o risco de tornar-se, em última instância, refém das condições externas. Quando os ventos vindo do exterior são favoráveis, a política monetária tende a ser potencializada e, por conseguinte, as metas de inflação são cumpridas com maior facilidade. Quando a situação externa é desfavorável, a política monetária pode ter sua eficácia comprometida, dificultando a preservação da estabilidade de preços.

Em suma, o IPCA segue uma dinâmica fortemente condicionada por fatores externos; já os condicionantes domésticos, têm peso reduzido na evolução dos preços. Ou seja, o setor externo desempenha um papel altamente relevante na determinação do IPCA. Por fim, cabe mencionar que nossos resultados ainda precisam ser aprofundados. O conjunto de evidências apresentado, ainda que razoavelmente robusto, deve ser aprimorado. Portanto, impõem-se uma nota de cautela quanto às conclusões apresentadas: em face da relevância das implicações delas derivadas, investigações suplementares ainda se fazem necessárias.

5 – Referências

ARAÚJO, E. e MODENESI, A. (2010), “Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008): uma análise empírica do mecanismo de transmissão da política monetária com base em um modelo VAR”. *XXXVIII Encontro Nacional de Economia*. Salvador, dezembro.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). (2010), *Relatório de Inflação*, Vol. 12 (2).

BELAISCH, A. (2003), Exchange rate pass-through in Brazil. *IMF, Working Papers*, no 141.

BERNANKE, B. (1986), Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. (1989), The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655-673.

CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M. D.; WU, T. Y. H. (2004). “Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA”. *Textos para Discussão nº 462* – Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

CARNEIRO, R. (2002), *Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quartel do século XX*. São Paulo: Unesp.

- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.
- CORREA, A. L. (2004). “A internacionalização da indústria brasileira e seus impactos sobre os coeficientes de *pass-through* no Brasil no período 1996-2001”. *Anais do XXXII*
- EICHENGREEN, B. (2002), Can emerging markets float the way they float? Should they inflation target?, *Banco Central do Brasil*, Working Paper Series, no 36, Feb.
- FERRARI FILHO, F.; ARESTIS, P.; PAULA, L.F. (2009). A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. *Economia e Sociedade*, Campinas, 18(1):1-30, abril.
- GREENE, W.H. (2003), *Econometric analysis*. Upper Saddle River(NJ): Prentice Hall.
- LEEPER, E., SIMS, C., ZHA, T. (1996), What does monetary policy do?. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2, p. 1-63.
- MINELLA, A.; CORREA, A. S. (2005). “Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com *Threshold* para o Brasil”. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.
- MINELLA, A.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K., (2003). “Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility”. *Working Paper Series* nº 77. Brasília: Banco Central do Brasil.
- MEIRELLES, H. (2010), “Crédito do BNDES leva a Selic Mais alta”. *Valor Econômico*, p. C-8, 5 de julho.
- MODENESI, A.M. (2005), *Regimes Monetários: Teoria e a Experiência do Real*. Barueri: Manole.
- _____. (2010), “Política Monetária no Brasil pós Plano Real (1995-2008): um breve retrospecto”. *Economia e tecnologia*, Ano 6, Vol. 21, pp. 21-31.
- MODENESI, A.M. e MODENESI, R.L. (2010). “Quinze Anos de Rigidez Monetária no Brasil (1995-2008): uma agenda de pesquisa”. *III Encontro Internacional da Associação Keynesiana do Brasil*, FGV, São Paulo. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/moeda/>.
- NOGUEIRA JR, R.P. (2006). “Inflation targeting, exchange rate pass-through and “Fear of Floating”. Disponível em: <ftp://ftp.ukc.ac.uk/pub/ejr/RePEc/ukc/ukcedp/0605.pdf>
- NOGUEIRA JR, R.P. (2007). “Inflation targeting and exchange rate pass-through”. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 11, n. 2, 189-208, abril-junho.
- NONNEMBERG, M. J. B. e LAMEIRAS, M. A. P. (2005). Preços das Commodities e o IPA. *Boletim de Conjuntura* n. 69, junho de 2005.
- OREIRO, J. L.; PUNZO, L.; ARAÚJO, E. e SQUEFF, G (2008), “Restrições Macroeconomias ao Crescimento da Economia Brasileira: diagnósticos e algumas proposições de política”. *5º Fórum de Economia de São Paulo*, EESP/FGV-SP.
- PRATES, D.M. (2004), “Os Limites da Inserção Comercial da Economia Brasileira”. *Economia Política Internacional: Análise e Estratégica*, v. 1, jul-set, pp. 21-6.
- PRATES, D.M. (2005), “A inserção externa da economia brasileira no governo Lula”, *Política Econômica em Foco*, n. 7, pp. 119-51.
- SCHWARTZMAN, F. F. (2006). “Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados”. *Economia Aplicada* nº 10 (1), 137-155, jan-mar.

SIMS, C. (1986), Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, p. 1-16.

SPIRITES, P., GLYMOUR, C., SCHEINES, R. (2000), *Causation, prediction, and search*. 2nd ed. MIT Press.

SPIRITES, P., GLYMOUR, C., SCHEINES, R. (1993), *Causation, prediction, and search. Lecture Notes in Statistics*, v. 81, Springer-Verlag.

SQUEFF, G.C. (2009), “Repassse cambial ‘reverso’: uma avaliação sobre a relação entre a taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007)”. Universidade Estadual do Rio de Janeiro: Dissertação de Mestrado.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. (2006). “The recent Brazilian disinflations process and costs”. *Working Papers Series* n° 109. Brasília: Banco Central do Brasil.

VASQUEZ, Brisne; LIMA, Elyon; C.R., MAKKA, Alexis and MENDONÇA; Mario Jorge, Measuring Monetary Policy Stance in Brazil (October 2005). Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=867046>.