

PREÇOS DE ALIMENTOS E DINÂMICA INFLACIONÁRIA NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE VETORES AUTOREGRESSIVOS (VAR)

PRICES OF FOOD AND INFLATIONARY DYNAMICS IN BRAZIL: AN APPLICATION OF THE MODEL VECTOR AUTOREGRESSION (VAR)

Wallace Patrick Santos de Farias Souza^{*}
Ana Cláudia Annegues^{**}
Sinézio Fernandes Maia^{***}

RESUMO

O objetivo deste trabalho é investigar os impactos da alta dos preços dos alimentos e variações nos preços das *commodities* agrícolas sobre a dinâmica da inflação no Brasil, de 2001 a 2012. O modelo sugere a seleção de variáveis que estão diretamente ligadas ao comportamento da inflação brasileira como: taxa de juros, taxa de câmbio, PIB e inflação esperada. A estratégia empírica adota o modelo de vetores autoregressivos para captar e isolar os efeitos das variáveis em estudo por meio da decomposição da previsão da variância e a função de respostas aos impulsos. Os resultados, tanto para a função de impulso-resposta quanto para a decomposição da variância, mostraram que a dinâmica da inflação é fortemente afetada pela própria inflação, pela inflação dos alimentos e pelas expectativas inflacionárias, o que enfatiza o caráter inercial da alta de preços. Os preços das *commodities* também apresentaram participação significativa na evolução da inflação brasileira.

Palavras-chave: Dinâmica Inflacionária. Transmissão de Preços. Impulso-Resposta. Decomposição da Variância.

Classificação JEL: C01, E31, Q10.

ABSTRACT

The objective of this study is to investigate the impacts of high food prices and changes in agricultural commodity prices on inflation dynamics in Brazil from 2001 to 2012. The model suggests the selection of variables that are directly linked to the behavior of Brazilian inflation such as interest rate, exchange rate, GDP and expected inflation. The empirical strategy adopts vector autoregression model to capture and isolate the effects of the variables under study by the decomposition of the forecast variance and function of responses to impulses. The results for both the impulse response function and for the variance decomposition showed that inflation dynamics is strongly affected by inflation itself, the food inflation and the inflationary expectations, which emphasizes the inertial character of the high price. Commodity prices also had significant involvement in the evolution of inflation.

Key words: Inflation Dynamics; Price Transmission Impulse-Response; Variance Decomposition;

JEL-Classification: C01, E31, Q10.

1. INTRODUÇÃO

Desde o início da década de 1980 estudos sobre inflação têm tido presença constante na pauta das discussões macroeconômicas brasileiras, em razão dos problemas acarretados por sua alta volatilidade nesse período até a primeira metade da

^{*} Doutorando em economia da UFRGS. E-mail: wpsfarias@gmail.com

^{**} Doutoranda em economia da UFRGS. E-mail: annegues.ana@gmail.com

^{***} Professor do PPGE/UFPB. E-mail: sineziomaia@yahoo.com.br

década de 90. A implantação do plano Real constitui o ponto inicial das mudanças estruturais implantadas nos anos seguintes, sinalizando uma política monetária mais austera e comprometida com a manutenção da estabilidade econômica. O país firma, então, as bases de sua política econômica no tripé câmbio flutuante, responsabilidade fiscal e metas de inflação. No que diz respeito a este último, é fundamental para a autoridade monetária entender o processo inflacionário para agir em resposta à inflação futura (CHEN, 2009).

Ultimamente, o comportamento da inflação tem preocupado novamente os especialistas e a população, em razão da constante proximidade ao teto da meta estabelecida pela autoridade monetária. Dentre os fatores que explicam o comportamento da trajetória inflacionária, a alta nos preços dos alimentos e a variação nas cotações das *commodities* se mostraram preponderantes na sua recente elevação. O grupo alimentos e bebidas representa uma parcela significativa da cesta de consumo das famílias, de modo que mudanças nos preços desses itens refletem diretamente nos indicadores de inflação. Segundo o IPCA-15 de março de 2013, medido pelo IBGE, o grupo alimentação deteve 0,34 ponto percentual do índice, ficando responsável por 69% dele.¹ Já a dinâmica dos preços das *commodities* agrícolas representa o componente de pressão externa sobre o nível de preços doméstico, tendo em vista os seus efeitos sobre o câmbio.

A inflação alta e volátil ameaça a estabilidade macroeconômica e social. Compreender sua dinâmica pode ajudar os formuladores a elaborar políticas adequadas, conhecendo a dinâmica inflacionária para realizar previsões e tomar decisões com o objetivo de manter a inflação dentro da meta pré-estabelecida. A adoção do regime de metas de inflação sinaliza que a preocupação com a estabilidade dos preços está entre as principais preocupações de política por parte do governo. Com a adoção desse regime, tem-se verificado uma inflação bem menor comparada com o histórico de anos anteriores, próxima à inflação de outros países emergentes. As metas anunciadas para o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) nos três primeiros anos da adoção do regime foram de 8% no ano de 1999, 6% em 2000 e 4% em 2001, com um intervalo de confiança de 2% para cada ano (PINTO e VIEIRA, 2008).

Diante disso, este trabalho objetiva explicar a dinâmica da inflação no Brasil durante o período de 2001 a 2012, enfatizando o papel dos preços domésticos de alimentos e das cotações das *commodities*. Para tanto, a estratégia empírica aqui adotada toma por base o estudo de Almounsor (2010), do Fundo Monetário Internacional (FMI), o qual utiliza um modelo de Vetores Autogressivos que capta a dinâmica da inflação do Iêmen para períodos recentes. Serão analisadas as funções de Impulso-Resposta e Decomposição da Variância para a inflação brasileira, cuja medida será dada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Além do índice de preços para alimentos e dos preços das *commodities*, são incluídas na análise variáveis tradicionais consolidadas na literatura, tais como a taxa de câmbio, taxa de juros Selic, a expectativa da inflação e o Produto Interno Bruto (PIB) como forma de verificar o impacto de cada uma no IPCA. É necessário frisar, entretanto, que a agregação da inflação em um único índice faz com que se perca muito da explicação da sua dinâmica, uma vez que determinados bens que compõem esse índice podem ter padrões e/ou tendências muito discrepantes entre si. Portanto, a

¹ A partir do ano 2000, o IBGE passa a divulgar o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo-15 (IPCA-15), cujo período de coleta situa-se, aproximadamente, do dia 15 do mês anterior a 15 do mês de referência.

interpretação dos resultados desse estudo exige cautela, embora represente uma importante contribuição para o atual momento inflacionário brasileiro.

Além dessa introdução, o artigo contém mais cinco seções. A seguinte apresenta a fundamentação teórica para o estudo de inflação. A terceira seção mostra uma breve descrição dos dados, com os gráficos de tendência das séries e os testes de estacionariedade. A quarta seção detalha a estratégia empírica adotada, bem como os testes e critérios de informação necessários à realização das estimações (teste de causalidade de Granger, os critérios de Akaike e Schwarz para a escolha da defasagem). A quinta seção apresenta os resultados encontrados por meio das Funções de Impulso Resposta (FIR) e da Análise da Decomposição da Variância (ADV) para a inflação (IPCA), além de uma discussão acerca dos resultados. Na última seção, são feitas as considerações finais.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Existem na literatura várias teorias que tentam explicar o processo inflacionário, mas nenhuma isoladamente é suficiente para explicar o comportamento da inflação no Brasil nas últimas décadas, tanto por características peculiares do processo brasileiro quanto pela complementaridade das teorias.

Entre elas tem-se a teoria monetarista, entendendo que a causa básica da inflação é a emissão de moeda acima das necessidades da economia; a teoria keynesiana que afirma ser o excesso de gastos públicos a principal causa da inflação²; a teoria estruturalista que afirma que os diversos setores crescem a ritmos diferentes na economia, gerando excesso de demanda em alguns mercados³; e a teoria inercialista que explica como os preços permanecem elevados por vários períodos após um aumento, mesmo sem pressão do lado da demanda. Dadas essas teorias e o advento das metas inflacionárias aliadas ao câmbio flexível, os gestores de política monetária precisam ainda ter regras bem definidas quanto a sua condução. Dito de outra forma, uma simples meta para inflação não resolve o problema de política monetária de um país e faz-se necessário um conjunto de regras de política monetária (GOMES e AIDAR, 2004).

Diante disso, para o presente estudo não foram incluídos agregados monetários no conjunto de variáveis explicativas da dinâmica da inflação. Então se usou a taxa de juros selic e as outras variáveis que serão explicitadas na próxima seção, como um mix de teorias que tentam modelar o comportamento inflacionário brasileiro.

As variáveis utilizadas consideram aspectos de política externa e monetária, empregados por Kinda (2011)⁴ para analisar o fenômeno da inflação, onde considera que o nível geral de preços representa uma ponderação dos preços comercializáveis (p_t^C) e não comerciáveis (p_t^{NC}), para uma economia aberta:

$$p_t = \alpha p_t^C + (1 - \alpha) p_t^{NC}$$

onde os preços dos bens comerciáveis são determinados internacionalmente, sendo função dos preços externos e da taxa de câmbio.

² O surgimento de pressões inflacionárias, na teoria keynesiana, decorre do chamado **hiato inflacionário**, que corresponde à situação na qual o nível corrente de renda de equilíbrio está acima do nível de renda de pleno emprego. Isso resulta do aumento exacerbado da demanda agregada, cuja principal causa está no excesso de gastos públicos por parte do governo.

³ Nesse sentido, Arnold e Vrugt (2002) analisam a resposta da política monetária considerando essas diferenças setoriais.

⁴ Outros autores também adotaram enquadramento semelhante, como Ubide (1997) ao estudar a inflação em Moçambique, assim como Nassar (2005) ao estudar a instabilidade de preços em Madagascar.

Para verificar quais os principais fatores que afetam a dinâmica da inflação, são utilizadas várias estratégias empíricas, que variam conforme as teorias que se pretende testar. Boa parte dos estudos trabalha com a estimação da Curva de Phillips, relacionando a inflação aos indicadores de atividade econômica. Martinez e Cerqueira (2011) propõem uma análise desagregada do IPCA, discutindo a decomposição da inflação brasileira assim como seus determinantes, verificando os segmentos que causam maior impacto no IPCA, medido pelo Índice de Pressão Sobre a Meta de Inflação (IPMI), usando como modelo econométrico uma função de transferência para a inflação. Os resultados apontam para mudanças nos preços monitorados no período do estudo (2000 a 2009) devido entre outros fatores, a quebras estruturais, e da evidência de políticas que poderiam ser adotadas para combater a inflação, tais como a contenção da demanda agregada.

Colla *et al.* (2011) usam um modelo de vetores autoregressivos com parâmetros variando no tempo para estimar a resposta da política monetária sob o regime de metas de inflação entre 1999 e 2009, ou seja, estimar a reação do estimador central no cumprimento das metas de inflação. Os autores chegam à conclusão de que não houve mudanças significativas na condução da política monetária no período e que a alta da inflação em 2002 se deve mais a choques exógenos.

Chan (2009) estuda as variáveis relevantes para a tomada de decisão de política monetária do Banco Central, dado o processo inflacionário brasileiro sob o regime de metas de inflação. Procurou comparar vários modelos univariados para verificar qual apresentava maior capacidade de previsão e também analisou a persistência da inflação, chegando à conclusão de que apenas fatores estruturais justificariam a intervenção da autoridade monetária.

Com o objetivo de isolar os efeitos da inflação de alimentos e impactos dos preços internacionais de *commodities* foram utilizadas as variáveis Produto Interno Bruto, taxa de juros, inflação de alimentos, taxa de câmbio e expectativa de inflação. Todas com o intuito de explicar a dinâmica do IPCA sob a ótica do regime de metas inflacionárias, que pressupõe controle das contas públicas, para que não ocorra descontrole na emissão de moeda e conseqüentemente pressão inflacionária. Assim, a inflação no Brasil é função das seis variáveis listadas na seção seguinte.

3. ANÁLISE DOS DADOS

Para analisar a dinâmica da inflação brasileira, as séries que fazem parte do sistema são as seguintes: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a taxa de câmbio comercial para venda (média), o Produto Interno Bruto (PIB), Taxa de Juros (Selic), expectativa de inflação (Banco Central), preços das *commodities* agrícolas e o IPCA para itens de alimentação. Os dados utilizados nesse estudo são de periodicidade mensal e estão disponíveis no Ipeadata, cujas fontes são o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Banco Central do Brasil (BCB), para o período que compreende os anos de 2001 (ano em que o BCB disponibiliza dados referentes à inflação esperada) a 2012. Assim, o período exato do estudo é de julho de 2001 a maio de 2012. As variáveis em taxa foram acumuladas período a período e em seguida, junto às demais, transformadas em número índice para sanar as diferenças de estacionariedade em seus valores originais.

O IPCA de alimentos e os preços das *commodities* representam dois principais componentes da presente pesquisa sobre a análise da dinâmica da inflação. A inclusão do primeiro se justifica pela participação significativa na variação do índice de preços ao consumidor total, conforme explanado anteriormente, e o segundo pelos efeitos de choques sobre a variação cambial.

Uma melhora nos termos de troca afeta o fluxo cambial dos países via aumento nos volumes de exportação, o que eleva a entrada de moeda estrangeira, causando apreciação da moeda doméstica.⁵ Assim, a inflação sofrerá impacto dos custos de produção, dos preços dos bens finais importados e dos preços dos bens comercializáveis. (CERQUEIRA e MARTINEZ, 2011). O repasse (*pass through*) de mudanças na taxa de câmbio sobre os preços domésticos dependerá do grau de abertura comercial do país, bem como do seu volume de exportações.

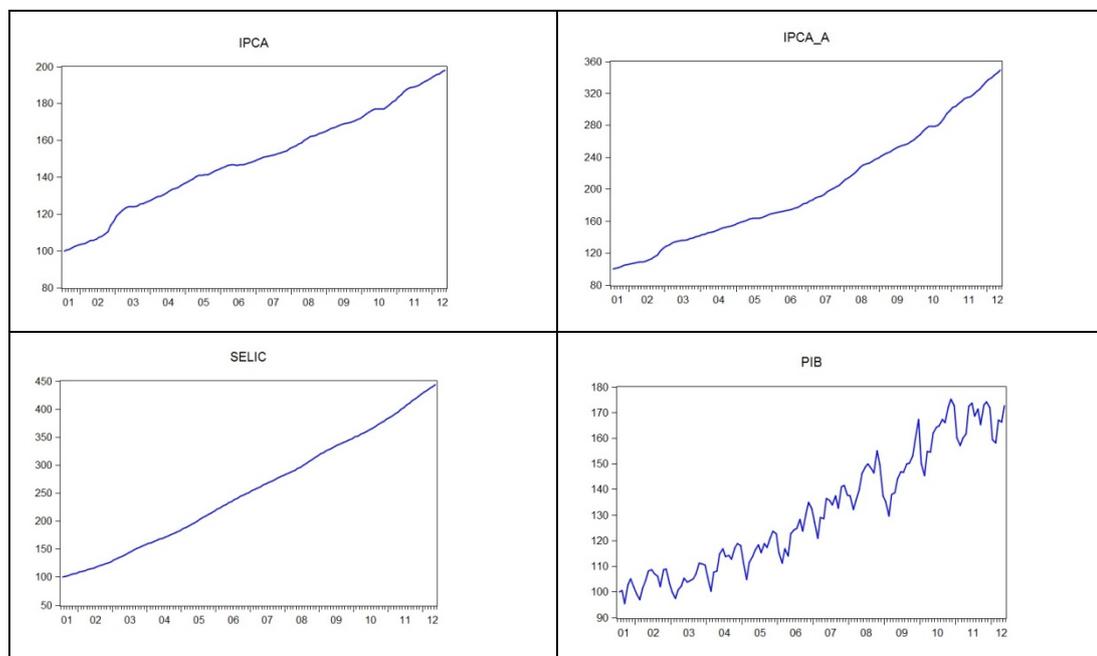
A taxa Selic representa o principal instrumento de política monetária no controle da variação de preços, sendo o mecanismo de transmissão das decisões da autoridade monetária à inflação e ao produto. Segundo Meurer e Tomazzia (2009), no longo prazo, as mudanças na taxa de juros de curto prazo definidas pelo Banco Central influenciam a taxa de juros real, o custo de capital, o custo de oportunidade dos agentes e consequentemente o consumo e o investimento da economia. Espera-se, assim, que um choque na taxa de juros afete negativamente os índices de inflação.

Alguns estudos, no entanto, colocam em dúvida a relevância empírica dessa relação. Minella (2003) examina a política monetária e as relações macroeconômicas entre produto, inflação, taxa de juros e moeda no Brasil utilizando também um modelo VAR e conclui que a política monetária, embora produza efeitos significativos sobre o produto, não é capaz de reduzir fortemente a inflação.

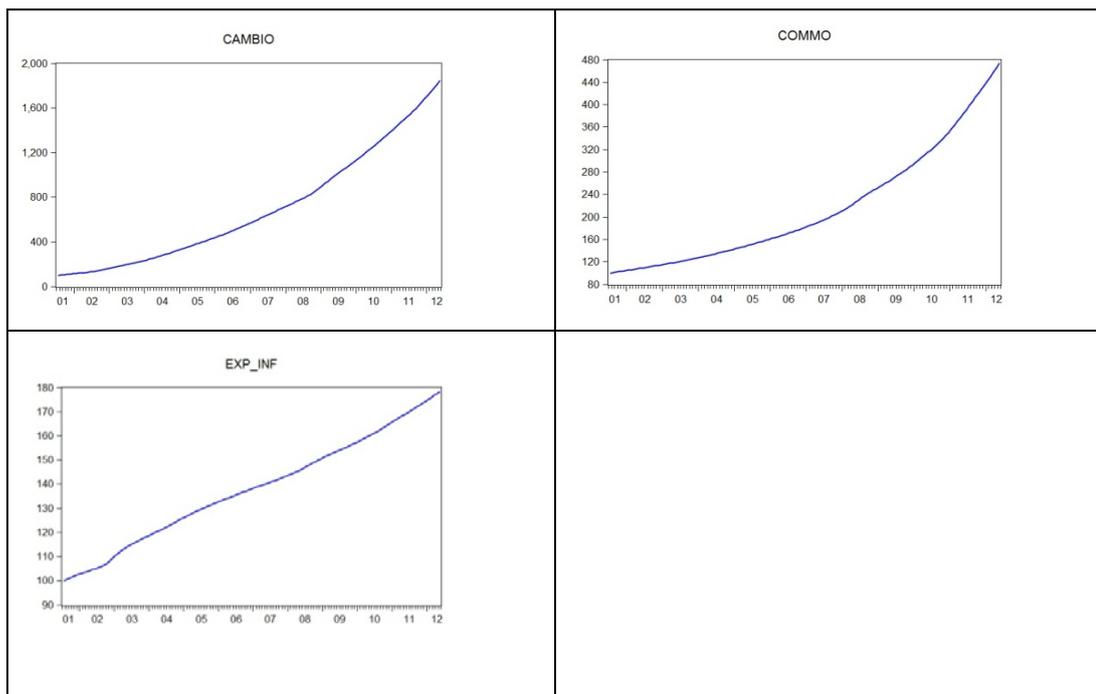
Já a inclusão das expectativas inflacionárias se justifica pelo impacto desta sobre a inflação presente. Um aumento na inflação esperada acarreta uma antecipação dos movimentos dos preços por parte dos agentes na tentativa de evitar perdas com a alteração nos preços relativos.

A Figura 1 mostra as tendências das variáveis listadas durante o período analisado, acumuladas em número índice (out/2001 = 100).

Figura 1: Evolução das variáveis no período analisado



⁵ A despeito da magnitude dessa relação não há consenso na literatura. Para mais detalhes ver Chen e Rogoff (2003) e Cashin, Céspedes e Sahay (2004).



Fonte: Elaboração própria dos autores com base nos dados

Foram feitos os testes de *Dickey-Fuller Ampliado (ADF)* e *Phillips-Perron (PP)* para verificar a existência de raízes unitárias. Conforme mostram os resultados sumarizados na Tabela 1, o IPCA total e o de alimentos, e o PIB se tornaram estacionárias em primeira diferença, enquanto que as demais não possuem raiz unitária a partir da segunda diferença.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária – (ADF) e (PP)

Variáveis	Estacionária em	ADF	Valores Críticos		PP	Valores Críticos	
			1%	5%		1%	5%
IPCA	1ª diferença	-4.7865	-4.0307	-3.4450	-4.9089	-4.0307	-3.4450
IPCA (alimentos)	1ª diferença	-5.4635	-4.0313	-3.4450	-4.5601	-4.0307	-3.4450
Taxa Selic	2ª diferença	-3.8662	-3.4870	-2.8862	-18.713	-4.0313	-3.4453
PIB	1ª diferença	-3.5825	-3.4865	-2.8860	-4.4922	-4.0301	-3.4447
T. de câmbio	2ª diferença	-8.1800	-4.0313	-3.4453	-8.3402	-4.0313	-3.4453
Preços. commodities	2ª diferença	-6.6237	-4.0313	-3.4453	-6.5699	-4.0313	-3.4453
Expectativa inf.	2ª diferença	-6.8724	-4.0318	-3.4456	-5.5703	-4.0313	-3.4453

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas

Almounsor (2010) utiliza um vetor de correção de erros (VEC), comparando os resultados com aqueles obtidos através da estimação por VAR. Essa metodologia não será adotada no presente artigo, dado que nem todas as variáveis são integradas de mesma ordem.

4. METODOLOGIA

Esta seção apresenta os procedimentos metodológicos do estudo. Em primeiro lugar, será feita uma breve descrição do modelo de Vetores Autoregressivos e em seguida os testes necessários a sua execução.

4.1 O modelo de Vetores Autoregressivos (VAR)

Os modelos de Vetores Autoregressivos surgem na década de 80 como uma resposta às críticas aos modelos de equações simultâneas. O método consiste em desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis econômicas são tratadas como endógenas. Além da estacionariedade das séries, o modelo necessita de mais algumas hipóteses, a saber: i) os choques aleatórios são ruído branco com média zero e variância constante [$\varepsilon \approx N(0, \sigma)$] e ii) os choques são ruído branco não auto-correlacionados [$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_j) = 0$]. De acordo com Enders (1995) é possível escrever o sistema de equações estruturais na forma matricial abaixo:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde B é a matriz de coeficientes contemporâneos; Γ_0 a matriz de termos constantes e Γ_1 a matriz dos coeficientes das variáveis defasadas. Multiplicando toda a equação por B^{-1} , tem-se:

$$B^{-1} Bx_t = B^{-1} \Gamma_0 + B^{-1} \Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1} \varepsilon_t$$

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

Onde x_t é o vetor de variáveis, A_0 o vetor de interceptos, A_1 a matriz de coeficientes e e_t o vetor de erros.

Embora o VAR represente um avanço em relação às restrições de identificação presentes dos modelos de equações simultâneas, o problema ainda persiste em sua estimação. O problema de identificação consiste em verificar a possibilidade de recuperação dos parâmetros originais do sistema a partir da forma reduzida. Existem diversos métodos alternativos de identificação na literatura; um dos mais populares é a ortogonalização dos resíduos com base na decomposição de Cholesky, impondo uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas, de modo que a primeira variável não seja afetada por nenhuma das demais, a segunda pela primeira, a terceira pelas duas primeiras e assim por diante. Desse modo, o modelo se torna exatamente identificável e é possível proceder à investigação das interrelações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo (CAVALCANTI, 2010).

O modelo VAR é constituído por relações lineares entre as variáveis e seus valores defasados. Normalmente, a determinação do número de defasagens é feita com base em critérios de informação como Akaike ou Schwarz. Para o modelo em nível o número ótimo de defasagens apontado pelos critérios foi 8 e 2, respectivamente; pelo princípio da parcimônia optou-se por trabalhar com um VAR(2).

4.2 Teste de Causalidade de Granger

Com a adoção do método de ortogonalização dos resíduos, torna-se necessário o estabelecimento de uma ordenação causal entre as variáveis para definir a ordem de

entrada das mesmas no sistema; tal procedimento pode ser feito com base em formulações da teoria ou através de testes estatísticos. Dentre esses últimos, um dos procedimentos mais usados é o teste de causalidade de Granger (1969). O teste parte da hipótese de que se uma variável X é útil para realizar previsões a respeito de outra variável Y, então X causa Y no sentido de Granger:

$$y_t = \sum a_i y_{t-i} + \sum b_i z_{t-i} + \mu_{1t}$$

$$Z_t = \sum c_i Z_{t-i} + \sum d_i y_{t-i} + \mu_{2t}$$

$$H_0: b_i = 0 \text{ (} z_t \text{ não causa } y_t \text{)}$$

$$H_0: d_i = 0 \text{ (} y_t \text{ não causa } z_t \text{)}$$

Considerando os resultados encontrados a partir do teste, a melhor ordenação para as variáveis no VAR é dada por: PIB, Taxa de Juros Selic, IPCA para alimentos, Taxa de Câmbio, Expectativa de Inflação, Preços das Commodities e IPCA total. Por conseguinte, o modelo VAR é especificado como abaixo, tendo as variáveis com seu valor em logaritmo, quando necessário.

$$PIB_t = PIB_{t-1} + \varepsilon^{PIB}$$

$$SELIC_t = SELIC_{t-1} + \lambda_1 \varepsilon^{PIB} + \varepsilon^{SELIC}$$

$$IPCA_A_t = IPCA_A_{t-1} + \lambda_2 \varepsilon^{PIB} + \lambda_3 \varepsilon^{SELIC} + \varepsilon^{IPCA_A}$$

$$CAMBIO_t = CAMBIO_{t-1} + \lambda_4 \varepsilon^{PIB} + \lambda_5 \varepsilon^{SELIC} + \lambda_6 \varepsilon^{IPCA_A} + \varepsilon^{CAMBIO}$$

$$EXP_INF_t = EXP_INF_{t-1} + \lambda_7 \varepsilon^{PIB} + \lambda_8 \varepsilon^{SELIC} + \lambda_9 \varepsilon^{IPCA_A} + \lambda_{10} \varepsilon^{CAMBIO} + \varepsilon^{EXP_INF}$$

$$COMMO_t = COMMO_{t-1} + \lambda_{11} \varepsilon^{PIB} + \lambda_{12} \varepsilon^{SELIC} + \lambda_{13} \varepsilon^{IPCA_A} + \lambda_{14} \varepsilon^{CAMBIO} + \lambda_{15} \varepsilon^{EXP_INF} + \varepsilon^{COMMO}$$

$$IPCA_t = IPCA_{t-1} + \lambda_{16} \varepsilon^{PIB} + \lambda_{17} \varepsilon^{SELIC} + \lambda_{18} \varepsilon^{IPCA_A} + \lambda_{19} \varepsilon^{CAMBIO} + \lambda_{20} \varepsilon^{EXP_INF} + \lambda_{21} \varepsilon^{COMMO} + \varepsilon^{IPCA}$$

Conforme os resultados dos testes de raiz unitária contidos na seção anterior, algumas variáveis se tornam estacionárias em diferenças distintas. Alguns autores recomendam que a aplicação do VAR seja feita em séries com mesma diferença, de modo que ou mantêm-se as variáveis com seus valores em nível ou em uma mesma diferença, mesmo que algumas já se tornem estacionárias em diferenciações anteriores. Para o caso do presente estudo, optou-se por aplicar o modelo em ambas às situações a fim de comparar a dinâmica da inflação sob as perspectivas de curto (em diferenças) e longo prazo (em nível).

4.3 Teste de Normalidade dos Resíduos do VAR

A capacidade de previsão do modelo VAR dependerá da condição de normalidade das variáveis do sistema, que pode ser observada verificando a propriedade de ruído branco dos resíduos. O teste utilizado foi o Lutkepohl (1993), o qual consiste em uma extensão do conhecido teste de Jarque-Bera (1987) que inclui o método de ortogonalização pela covariância de Cholesky. Como a ordem de entrada das variáveis é definida pela decomposição de Cholesky, então os resultados dos testes de não normalidade dos resíduos também dependem da ordem de entrada das variáveis no VAR. (D'Agostini, 2010).

Os resultados do teste mostram que o VAR em nível não apresenta resíduos normais. Já para o modelo em segunda diferença, os resíduos só se tornaram normais a partir da quarta defasagem das variáveis – VAR (4).

Tabela 2: Teste de Normalidade – VAR (4)

	Chi-sq	Df	Prob.
Skewness	8.502323	7	0.2904
Kurtosis	10.12079	7	0.1818
Jarque-Bera	18.62311	14	0.1799

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas

5. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

5.1 Análise de Funções de Impulso Resposta (FIR)

As funções de Impulso Resposta permitem analisar a resposta em uma variável qualquer do sistema, dado um impulso em qualquer outra variável do sistema, ou seja, permite identificar choques inesperados que afetam as variáveis do sistema. Assim, um choque em uma variável que causa uma resposta em outras variáveis é um forte indicio de causalidade, conforme já visto no teste de Granger.

Em resumo, a função impulso resposta descreve o choque em uma variável em um período de tempo, assim como a duração necessária até a variável voltar a sua trajetória inicial.

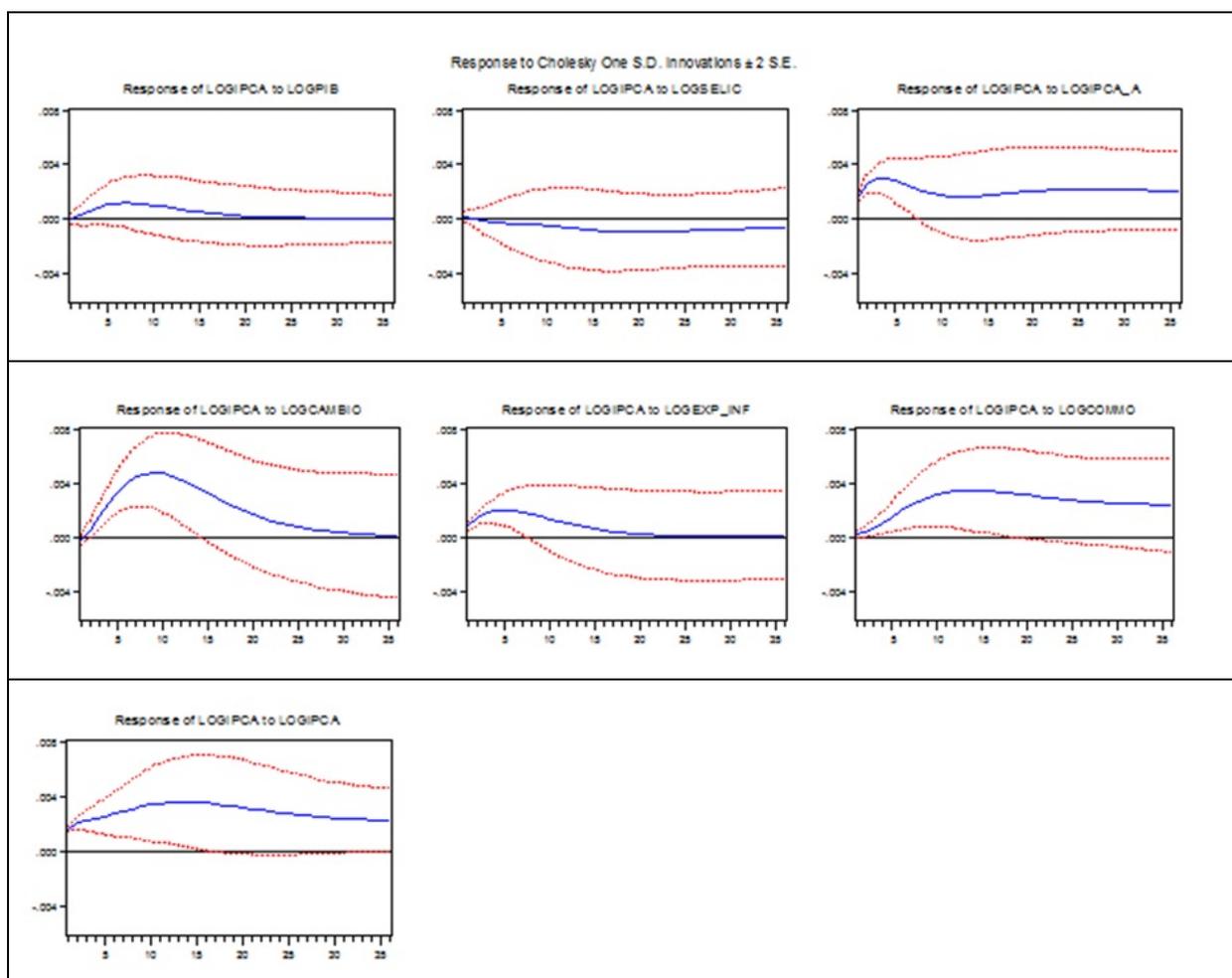
A ordem de entrada das variáveis já foi previamente definida pelo teste de causalidade de Granger, como também pela teoria econômica que relaciona as variáveis. Assim, foi usada a fatoração de Cholesky, onde a ordem tem que ser tal que a primeira variável sofra impacto de todas as outras. No presente caso foi analisado o impacto das outras variáveis com relação à inflação para ser observada a sua resposta aos choques.

A Figura 2 abaixo mostra a análise de Impulso Resposta para o IPCA para 36 períodos com as variáveis em nível, evidenciando a não convergência para a sua trajetória original, dado o fato das variáveis não serem estacionárias. Observando os gráficos, percebe-se que a inflação responde positivamente a um choque no PIB nos primeiros períodos, voltando a sua trajetória inicial a partir do vigésimo período.

O IPCA também responde positivamente à expectativa da inflação e à taxa de câmbio. No primeiro caso, o impacto é muito semelhante ao do PIB, voltando assim a sua trajetória original por volta do vigésimo período. Já com relação ao câmbio, a inflação exibe uma lenta tendência ao retorno a sua trajetória durante o período analisado.

A taxa de juros Selic exerce um impacto negativo na inflação, que se mantém persistente durante todo o período. A inflação de alimentos e o preço das *commodities* também provocam desalinhamentos no IPCA durante todo o período, porém de maneira positiva, sem uma tendência ao retorno da trajetória. Por fim, choques no próprio IPCA tem uma persistência positiva durante todo o período.

Figura 2: Funções de Impulso Resposta do IPCA-Brasil (em nível) 2001:07 a 2012:05



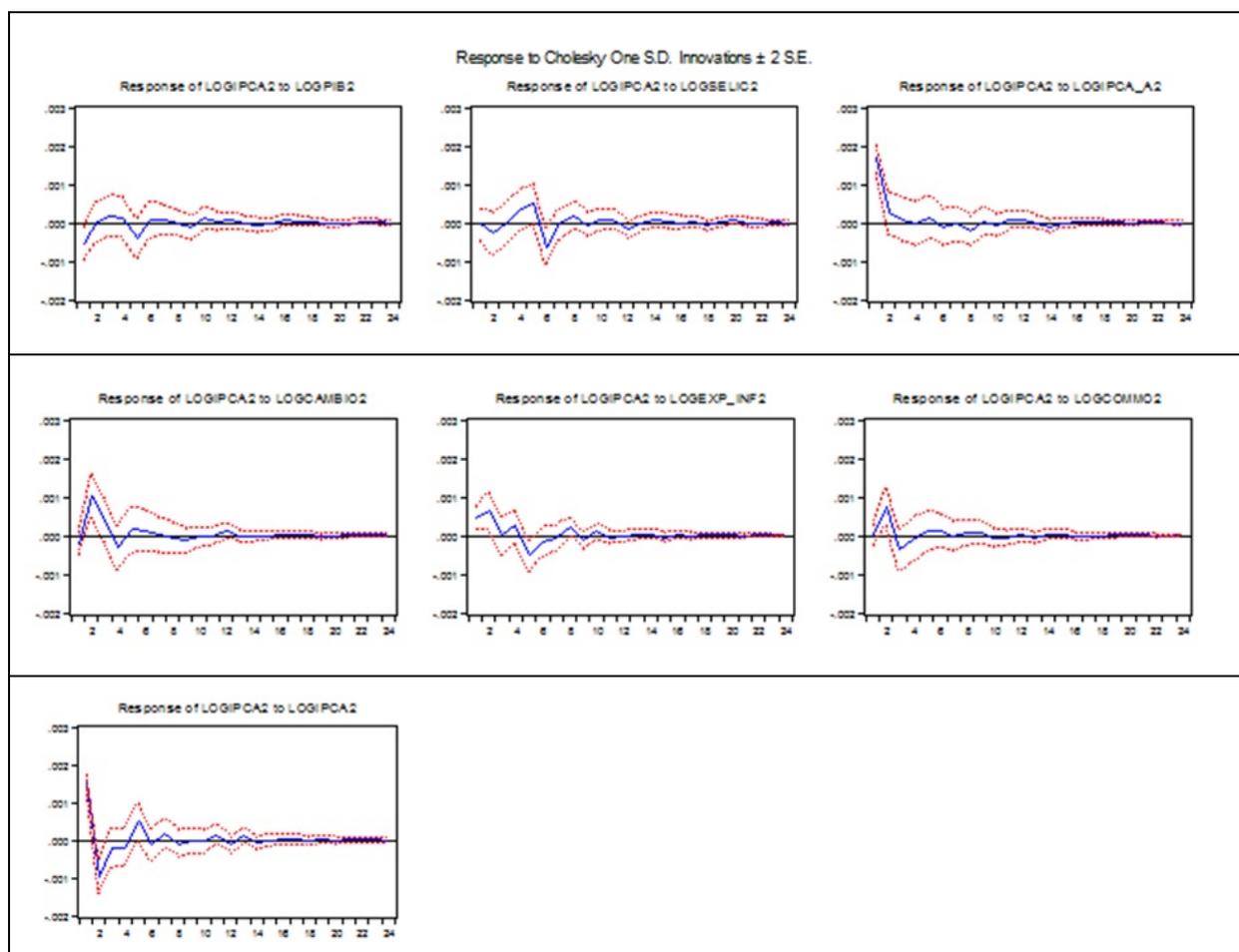
Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas

Conforme descrito anteriormente, algumas variáveis só alcançaram estacionariedade na diferença. Assim, a figura 3 analisa as funções de Impulso Resposta para 24 períodos com todas as variáveis em segunda diferença. A característica semelhante é a volta da inflação a sua trajetória inicial a partir do décimo quinto período, como resposta a um choque em cada uma das outras variáveis.

A inflação responde de início positivamente a inflação de alimentos, a taxa de cambio, a expectativa da inflação, aos preços das commodities, além de choques na própria inflação, e responde inicialmente de forma negativa ao PIB e a taxa de juros Selic. Em todos os casos, após essa resposta inicial, há uma variação em torno da trajetória original até a estabilização.

A análise de longo prazo (variáveis em nível) mostra que os efeitos da inflação de alimentos, dos preços das *commodities* e da própria inflação se mantém por um longo período como determinantes da inflação futura, evidenciando assim a relevância dos preços dos alimentos na composição do IPCA e da transmissão dos preços das *commodities* ao nível geral de preços da economia brasileira. No curto prazo, verifica-se certa volatilidade da inflação aos choques nas outras variáveis, mas que após cinco trimestres volta a sua trajetória inicial para a quase totalidade dos casos.

Figura 3: Funções de Impulso Resposta do IPCA-Brasil (em 2ª diferença) 2001:07 a 2012:05



Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas

5.2 Análise de Decomposição da Variância (ADV)

A Análise de Decomposição da Variância é outro instrumento também usado para descrever a dinâmica do sistema sob o modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). Esse método identifica a proporção da variação em uma variável do sistema que é devido a cada uma das variáveis do modelo, mostrando também as mudanças ocorridas nessa proporção para o período analisado. Em outras palavras, a decomposição da variância mede o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema (GOMES e AIDAR, 2004).

A Tabela 3 mostra a decomposição da variância para um período máximo de 36 meses, para o modelo em nível, com uma interpretação similar à análise das funções de Impulso Resposta.

A decomposição da variância da inflação revela que sua dinâmica se deve em grande parte a ela mesma, à inflação dos itens de alimentação, ao comportamento dos preços das commodities e às expectativas inflacionárias. Esse resultado corrobora a hipótese da existência de inflação inercial, na qual a própria alta nos preços reforça sua persistência ao longo do tempo. O percentual de erro atribuído à variação nos preços dos alimentos mostra a participação significativa desses itens no índice de preços total, corroborando as pesquisas onde os alimentos correspondem à maior parcela da alta de

preços dos últimos meses. A partir do nono período essa participação cai pela metade, embora ainda se mantenha significativa.

Os efeitos de variações na taxa de câmbio e no preço das commodities agrícolas são bastante similares, em particular a partir do décimo período. O comportamento simultâneo dessas duas variáveis reforça a evidência de que as variações cambiais constituem o canal de transmissão dos efeitos dos preços internacionais das commodities à inflação doméstica, conforme explanado na descrição dos dados (seção 2).

Tanto o PIB quanto a Selic têm um peso relativamente estável na maior parte do período e apresentam as menores participações.

A Tabela 4 mostra a análise de decomposição da variância com as variáveis em segunda diferença. Verifica-se que a participação do IPCA dos alimentos e do IPCA total manteve-se no mesmo patamar. Já o PIB e a Selic possuem participação maior em relação ao modelo em nível, indicando o poder que essas variáveis possuem de explicar a dinâmica da inflação no curto prazo.

Tanto as porcentagens para as expectativas inflacionárias quanto para os preços das commodities e para a taxa de câmbio foram menores no modelo em segunda diferença, embora ainda expliquem parte significativa da variação de preços. Para todas as variáveis as porcentagens do erro padrão mudam pouco de um período a outro, ou seja, para o modelo em segunda diferença o efeito dos choques se mantém quase constante no decorrer dos períodos.

Tabela 3: Análise de Decomposição da Variância – Modelo em Nível

Período	S.E.	LOGPIB	LOGSELIC	LOGIPCA A	LOGCAMBIO	LOGEXP INF	LOGCOMMO	LOGIPCA
1	0.029112	0.002190	0.239654	46.84611	1.088721	10.71990	0.367709	40.73572
2	0.034697	0.280211	0.081507	49.42164	1.834475	13.43202	0.659029	34.29111
3	0.037190	0.955483	0.100561	46.65781	6.961727	14.54117	1.320408	29.46284
4	0.039470	1.700233	0.150181	41.35862	13.84443	14.52360	2.379868	26.04308
5	0.041421	2.255795	0.196769	35.51684	20.70428	13.81464	3.762047	23.74963
10	0.044855	2.507842	0.359156	17.51647	37.73993	8.570478	11.76423	21.54189
15	0.045864	1.945780	0.712780	12.91529	36.63115	5.782161	17.69866	24.31418
20	0.046428	1.575307	1.223036	12.58793	32.07754	4.555620	21.21282	26.76775
25	0.046645	1.362062	1.615384	13.55357	28.27336	3.920756	23.22330	28.05157
30	0.046735	1.225862	1.836835	14.69731	25.53169	3.525928	24.52341	28.65895
31	0.046749	1.203818	1.866824	14.91090	25.07725	3.462725	24.73679	28.74169
32	0.046761	1.183014	1.893532	15.11686	24.64706	3.403313	24.93908	28.81714
33	0.046773	1.163305	1.917490	15.31485	24.23867	3.347271	25.13155	28.88687
34	0.046785	1.144573	1.939167	15.50474	23.84987	3.294254	25.31527	28.95214
35	0.046797	1.126718	1.958969	15.68655	23.47874	3.243968	25.49112	29.01393
36	0.046808	1.109658	1.977245	15.86044	23.12359	3.196168	25.65988	29.07301

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas

Tabela 4: Análise de Decomposição da Variância – Modelo em Diferença

Período	S.E.	LOGPIB2	LOGSELIC2	LOGIPCA_A2	LOGCAMBIO2	LOGEXP_INF2	LOGCOMMO2	LOGIPCA2
1	0.032112	4.998534	0.030214	49.79285	0.758292	3.405932	0.000316	41.01386
2	0.043484	3.273419	0.901327	33.14976	12.38194	6.660083	6.515366	37.11810
3	0.046762	3.520347	0.866075	31.82770	13.53739	6.382223	7.811621	36.05465
4	0.047458	3.560509	1.839587	30.70652	14.12766	6.868295	7.718816	35.17861
5	0.048713	4.774152	3.978672	28.05558	13.03672	8.860433	7.134733	34.15971
10	0.056061	4.826752	7.603637	26.70247	12.51350	9.216969	6.864208	32.27247
15	0.057500	4.839808	7.915378	26.49935	12.48409	9.160173	6.851451	32.24975
20	0.057852	4.902525	8.008457	26.43803	12.46761	9.146571	6.843546	32.19326
25	0.057938	4.919600	8.019231	26.42330	12.46507	9.150549	6.842995	32.17926
30	0.057960	4.926211	8.029996	26.41783	12.46263	9.150108	6.842399	32.17083
31	0.057963	4.926539	8.030715	26.41717	12.46307	9.149881	6.842249	32.17038
32	0.057963	4.926446	8.032429	26.41669	12.46282	9.149703	6.842124	32.16979
33	0.057965	4.926895	8.033246	26.41635	12.46292	9.149719	6.841940	32.16893
34	0.057966	4.927500	8.033856	26.41588	12.46270	9.149712	6.842011	32.16834
35	0.057966	4.927745	8.033998	26.41584	12.46267	9.149678	6.841960	32.16810
36	0.057967	4.928153	8.033931	26.41566	12.46258	9.149615	6.842026	32.16804

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo procurou mensurar a trajetória da inflação no Brasil entre 2001 e 2012, avaliando o impacto de determinadas variáveis macroeconômicas sobre a sua dinâmica, com ênfase nos preços dos alimentos e das *commodities* como seus determinantes. Os resultados fornecidos pela metodologia VAR podem ser analisados através das funções de Impulso Respostas ou pela Decomposição da variância. Ambas mostram a inflação de alimentos e os preços das *commodities* como uns dos principais determinantes da inflação, além do impacto da própria inflação sobre ela mesma. Isso evidencia a importância dos produtos alimentícios e das pressões externas na composição do índice e o caráter inercial do processo inflacionário brasileiro, ou seja, a taxa de inflação presente no sistema tende a apresentar um grau de persistência. Tal resultado é visto tanto com as variáveis em nível quanto com as variáveis em segunda diferença.

Ao longo do período analisado, a inflação de alimentos e das *commodities* agrícolas sempre esteve acima do índice geral de preços, puxando assim este para cima. Nos últimos 12 meses, por exemplo, enquanto o IPCA subiu 6,43%, o preço dos alimentos subiu mais de 30% para o mesmo período (verduras e legumes acumularam altas de 33,36% e os cereais – incluindo feijão e arroz- alta de 34%).

Isso sinaliza a direção dos resultados encontrados nesse estudo e enfatizam a inflação dos alimentos como determinante da inflação geral. A análise da decomposição da variância mostra que os efeitos somados da inflação de alimentos e das *commodities*, com a própria inflação, respondem por mais da metade da influência na dinâmica inflacionária. Portanto, é crucial conhecer a dinâmica dos preços dos alimentos e dos preços das *commodities* agrícolas para analisar e entender a dinâmica inflacionária

brasileira. Sem o conhecimento sobre a dinâmica dessas duas variáveis, é possível que qualquer análise sobre impactos no índice geral de preços sejam subestimados.

Os resultados mostram ainda que choques nos componentes do IPCA, assim como nele mesmo, têm efeitos de longo prazo e choque nas variáveis de política monetária, no PIB, e no câmbio tem um efeito maior de curto prazo. A expectativa da inflação, tanto para a análise em nível quanto em segunda diferença possui participação significativa, corroborando a hipótese da memória inflacionária brasileira, dados que os agentes refazem suas expectativas em períodos posteriores.

A inflação de alimentos e o preço das commodities nesse modelo, respondem por mais de 40% das variações do IPCA a longo prazo (variáveis em nível) e por mais de 30% das variações de curto prazo (com as variáveis em segunda diferença), evidenciando o peso dessas duas variáveis nos resultados. Existe ainda um efeito indireto do aumento dos preços das commodities sobre a inflação, pois esse aumento causa uma elevação nos preços dos alimentos e, por conseguinte no IPCA geral. Segundo dados da Organização para Agricultura e Alimentação das Nações Unidas (FAO), o nível geral de preços dos alimentos cresceu cerca de 75%. Em suma, uma análise da dinâmica da inflação requer atenção especial ao impacto desses componentes. Além disso, a participação desse grupo na cesta de consumo das famílias, sobretudo as de baixa renda, têm efeitos negativos sobre o seu poder de compra, o que mexe diretamente com questões de bem-estar e exige, por conseguinte, maior esforço da política econômica no controle da dinâmica dos preços.

REFERÊNCIAS

- ALMOUNSOR, Abdullah. Inflation Dynamics in Yemen: An Empirical Analysis. **IFM working paper, Middle East and central Asia Department**, val.10, no.144. 2010.
- ARNOLD, I. J. M.; VRUGT, E. B. Regional effects of monetary policy in the netherlands, **International Journal of Business and Economics** 1, 123–134. 2002.
- GOMES, C.; AIDAR, O. Metas inflacionárias, preços livres e administrados no Brasil: uma análise econométrica. In: XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, João Pessoa - PB. **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia**. 2004.
- COLLA, Ernesto; TELES, Vladimir Kuhl; BALBINO, Christian Eduardo. A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação. **Revista Brasileira de Economia**, vol.65, n.2, 2011.
- BORGES, Bráulio L.; SILVA, Maximiliano B. da. Estimando a taxa de juros natural para o Brasil: uma aplicação da metodologia VAR estrutural. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 87-114, jan./mar. 2006.
- CAVALCANTI, Marco A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, vol.14, no.2, 2010.
- CHEN, Y.; ROGOFF, K. Commodity Currencies. **Journal of International Economics**, 60 (1). pp. 133-160. 2003.
- D'AGOSTINI, L.L.M. **Modelos Monetários Para Previsão de Juros e Câmbio pelos métodos VAR e BVAR**. Tese de Doutorado. Departamento de Economia/UFPR, Curitiba, PR, 2010.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, Inc. 1995.

- FIGUEIREDO, Erik A. de; VALENTINE, M. P.; MAIA, S. F.; PAIXÃO, A. N. Impactos da política monetária sobre os níveis de emprego no Brasil pós-plano Real: uma abordagem quantitativa. In: **XXXI Encontro Nacional de Economia (ANPEC)**, Porto Seguro – BA. 2003.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, vol. 37, n.3, 1969.
- JARQUE, C. M.; Bera, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review* 55: 163-172. 1987.
- KINDA, T. Modeling Inflation in Chad. **IFM Working paper, African Department**, v.11, n. 57. 2011.
- LUTKEPOHL, H. **Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Berlin: Springer. 1993.
- MAIA, S. F. **Modelos de Vetores Autoregressivos: Uma Nota Introdutória**. Maringá - Paraná: Programa de Mestrado em Economia (Texto para Discussão). 2002.
- MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. S. **Estrutura da inflação brasileira: determinantes e desagregação do IPCA**. Brasília: Ipea, Texto para Discussão, n. 1634, 2011.
- MENDONÇA, H.F.; PIRES, M.C.C. A Interdependência Fiscal-Monetária: Uma Análise da Importância da Suavização da Taxa de Juros e do Gerenciamento da Dívida Pública sobre o Equilíbrio Fiscal. **Cadernos de Finanças Públicas**, v. 8, 2007.
- CHAN, Michelle. **Modelos de Previsão de Inflação e Estudo da Dinâmica Inflacionária Brasileira**. Rio de Janeiro. Fundação Getúlio Vargas, dissertação de mestrado, 2009.
- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 57, 2003.
- NASSAR, K. Money Demand and Inflation in Madagascar. **IFM working paper, African Department**, v.05, n. 236. 2005.
- PINTO, A. C. B., VIEIRA, F. V. Câmbio Flexível E Metas De Inflação Em Países Seleccionados Da América Latina: Análise De Vetores Auto-Regressivos. **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**. 2007.
- TOMAZZIA, E. C.; MEURER R. Transmissão da Política Monetária: Análise de quebras estruturais na economia brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR. **Anais do XII Encontro Regional de Economia – ANPEC Sul**, Porto Alegre – RS. 2010.
- UBIDE, A. Determinants of inflation in Mozambique. **IFM Working paper, African Department**, v.97, n. 145. 1997.