

**ANÁLISE DA DINÂMICA INFLACIONÁRIA E PREÇOS DE
COMMODITIES: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE VETORES
AUTOREGRESSIVOS (VAR)**

**Aline Fernanda Soares¹; Haroldo José Torres da Silva²; André Luis Ramos Sanches³;
Vitor Augusto Ozaki⁴**

Universidade de São Paulo – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

¹Economista e Mestrando em Economia Aplicada – PPGEA/ESALQ/USP: haroldo.jose.silva@usp.br

²Economista e Mestrando em Economia Aplicada – PPGEA/ESALQ/USP: aline.fernanda.soares@usp.br

³Economista e Doutorando em Economia Aplicada – PPGEA/ESALQ/USP: andresanches@usp.br

⁴Professor do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP: vitorozaki@usp.br

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

Os consumidores nacionais, em particular a fração mais pobre da população, comprometem uma parcela maior do seu orçamento com alimentos. Trata-se de extrema importância conhecer o processo associado aos aumentos dos preços do grupo “alimentação e bebidas” dos índices de preços ao consumidor. Propõe-se uma análise da dinâmica inflacionária no Brasil, com ênfase no comportamento dos preços do grupo alimentação. De forma a dar suporte a esta análise, pretende-se compreender o comportamento dos preços internacionais de *commodities* bem como a influência da taxa de câmbio, da taxa de juros e da atividade econômica no período compreendido entre 2003 e 2013. Os resultados apontam que os preços internacionais de *commodities* ICAGR e a atividade econômica PIB têm efeito positivo sobre o preço do grupo “alimentação e bebidas” do índice de preços ao consumidor IPCAF com um período de defasagem.

Palavras-chave: Índice de preços, Inflação, Commodities, Vetores autoregressivos

Abstract

Domestic consumers, particularly the poorest fraction of the population, commit a larger portion of their budget on food. It is extremely important to know the process associated with increases in the prices of the group "food and beverage" of the consumer prices indices. It is proposed an analysis of inflation dynamics in Brazil, with emphasis on the behavior of prices of food. In order to support this analysis, we intend to understand the behavior of agricultural prices, as well as the influence of the exchange rate, interest rate and economic activity during the period from 2003 to 2013. The results show that international prices of commodities ICAGR and economic activity PIB have positive effect on the price of the group food and beverage of the consumer prices indice IPCAF with one lag period.

Key words: Price index, Inflation, Commodities, Vector Auto Regressive

1. INTRODUÇÃO

A taxa de inflação é, em linhas gerais, um indicador macroeconômico que tem o objetivo de refletir os efeitos sobre a economia do aumento de preços de seus mais variados componentes. Nesse sentido, a inflação, de acordo com Bacha, 2004 apud Luque e Vasconcellos (1998), é uma situação de aumentos contínuos e generalizados dos preços dos bens e serviços em uma economia.

Um índice de preços, segundo Samuelson e Nordhaus (2005), é um indicador de nível médio de preços e a taxa de inflação é a variação do nível geral de preços. Basicamente, os índices de inflação são elaborados a partir da agregação de cestas de variados bens e serviços, existindo assim índices para as diferentes classes de consumidores e diferentes setores da economia.

O fato da existência de um índice geral, conforme aponta Bialoskorski Neto e Ohira (2001), pode distorcer o comportamento dos preços em setores específicos da economia, uma vez que é possível que haja uma aproximação para os setores de uma economia. Marques (1991) argumenta que o sistema de preços existente em uma economia forma um sistema econômico complexo que inter-relaciona variáveis reais, as quais, por sua vez, geram as suas contrapartidas monetárias. Estes movimentos monetários intersetoriais citados pelos autores podem ser medidos pelos índices de preços, que nada mais são do que a comparação entre os preços de diferentes produtos.

Além da relação intersetorial dos preços, é possível destacar a relação dos preços sob a ótica de diferentes mercados, e diferentes países. Ferrari Filho e Modenesi (2011) atribuem o comportamento da dinâmica inflacionária brasileira em determinados períodos ao aumento nos preços das *commodities* no mercado internacional, considerada como inflação importada do exterior.

Com a ocorrência de choques negativos de oferta, atrelados a alta expressiva e generalizada dos preços internacionais das *commodities*, é preciso avaliar as implicações dessa mudança para o comportamento da inflação doméstica, mais especificamente no que tange ao impacto inflacionário de choques nos preços internacionais de *commodities*.

Além de impulsionar o resultado da balança comercial, é de se esperar que o crescimento das *commodities* na pauta exportadora tenha ampliado a relevância dos preços internacionais destes itens para o fluxo cambial brasileiro e, por conseguinte, elevado a influência dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio e sobre os preços domésticos.

Os consumidores nacionais, em particular a fração mais pobre da população, comprometem uma parcela maior do seu orçamento com alimentos. Nesse sentido, trata-se de extrema importância conhecer o processo associado aos aumentos dos preços desse grupo, no caso, alimentação.

Conhecer a dinâmica subjacente à inflação é um passo necessário na avaliação de seus determinantes e dos efeitos sobre a inflação de diferentes políticas econômicas. Este trabalho procura ir ao encontro de respostas analíticas do processo inflacionário principalmente no âmbito do setor agroindustrial. Em suma, o objetivo deste trabalho é investigar os impactos da alta dos preços dos alimentos e variações nos preços das *commodities* sobre a dinâmica da inflação no Brasil no período de 2003 a 2013. Aquilo que se propõe neste trabalho é uma

análise da dinâmica inflacionária no Brasil, com ênfase no comportamento dos preços do grupo alimentação e bebidas do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), através da aplicação de um modelo de vetores autoregressivos (VAR).

O objetivo desse trabalho é investigar através da aplicação de um modelo de Vetores Autoregressivos, o impacto do aumento dos preços das *commodities* agrícolas (Índice de Commodities Brasil Agropecuária) com o Índice de atividade econômica do Banco Central, com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (grupo alimentação e bebidas), com o Índice da Taxa de juros Selic, e por fim, o Índice da Taxa de Câmbio Efetiva Real, para o período de 2003 a 2013.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Martinez (2011) argumenta que a evolução dos preços domésticos de “alimentos e bebidas comercializáveis” (grupo de maior peso - cerca de 12% do IPCA) está associada à cotação internacional de *commodities* e à taxa de câmbio.

A variação dos preços de alimentos e bebidas comercializáveis, segundo este autor, segue os preços internacionais de *commodities*, embora de forma mais moderada. Este grupo, de acordo com os testes realizados por Martinez e Cerqueira (2011), também responde à demanda interna e às expectativas de inflação.

Freitas (2008) alega que a trajetória crescente do índice de preços dos alimentos é resultante da ampliação da renda, associada ao crescimento econômico nos países em desenvolvimento, além do descompasso entre a oferta e a expansão da demanda.

Os gastos com alimentação têm participação importante no orçamento mensal do consumidor. Silva e Neto (2011, p.91), ao analisarem a população por segmentos de renda a partir dos dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2003, bem como as suas cestas de consumo, concluíram que:

“os setores alimentação e bebidas e habitação são os mais representativos para as classes mais pobres da população porque são compostos predominantemente por bens de primeira necessidade. Comparativamente aos pobres, as participações destes setores são menores para as classes média e alta. Isso implica que os pobres são mais sensíveis às inflações destes grupos - principalmente o de alimentação e bebidas”.

Estes mesmos autores atribuem o comportamento dos preços dos alimentos ao comportamento do preço do petróleo. O aumento no preço do petróleo estimula a produção e a demanda por biocombustíveis, diminuindo a oferta de alimentos (através da substituição de culturas ou pelo desvio da produção de alimentos para fabricação de álcool).

Com relação aos preços de *commodities* energéticas e de alimentos no Brasil, Bini e Denardin (2013) analisaram a relação de integração e de causalidade (no sentido de Granger) entre os preços do etanol e petróleo, com as cotações de *commodities* agrícolas (cana, milho e soja) no Brasil, no período de 2001 a 2012. Os resultados encontrados pelos autores demonstram que os preços das *commodities* energéticas exercem apenas impactos marginais sobre as *commodities* agrícolas. Os resultados indicaram também a existência de cointegração entre as *commodities* agrícolas e o etanol, diferentemente do petróleo que não apresentou essa relação de longo prazo.

Em relação aos preços internacionais de alimentos, Margarido et al. (2010) mostraram que ocorre transmissão de variações desses preços sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil, ou seja, há um relacionamento inverso, no curto prazo, entre as variações nos preços internacionais de alimentos e a taxa de câmbio real. Não obstante, esses autores também observaram, a partir dos testes de cointegração, que não existe relacionamento de longo prazo entre essas variáveis.

O Brasil, por exemplo, é exportador líquido de produtos agrícolas, e, em função dessa situação, há uma relação inversa entre os preços de *commodities* e taxa de câmbio. De acordo com Lora, Powell e Tavella (2011), a transmissão dos preços internacionais para os preços domésticos depende da reação da taxa de câmbio. Países com sistema de metas de inflação (“*inflation targeters*”) tendem a ter taxas de câmbio flexíveis, que podem apreciar-se, amortecendo o aumento nos preços domésticos.

Margarido e Barros (2000), Freitas et al. (2001) e Barbosa et al. (2002) mostram que o Brasil é tomador de preços no mercado mundial de *commodities* agrícolas. O país é um dos principais *players* no mercado internacional de *commodities*, entretanto o seu poder de mercado é reduzido.

Os resultados obtidos por Fernandez (2003) também corroboram o argumento de que o Brasil não tem poder de mercado significativo sobre o preço internacional das *commodities* presentes na sua pauta de exportação, ou seja, as variações da sua taxa de câmbio real não implicam necessariamente em variações contemporâneas dos preços internacionais desses produtos.

É de se esperar que se os preços internacionais aumentem, este processo também ocorreria no mercado doméstico, dado que, conforme mencionado, o Brasil é tomador de preços no mercado mundial de *commodities* agrícolas. No entanto, segundo Schwartsman (2012), a elevação dos preços das *commodities* corresponde a um aumento dos preços das exportações brasileiras relativamente às importações, desta forma a melhora de termos de troca tende a fortalecer a moeda, reduzindo o impacto nos preços. Espera-se que, neste cenário, a variação nos preços de *commodities* produza movimentos na taxa de câmbio real de um país na medida em que esta mudança altera os termos de troca desse país.

Em países cuja receita oriunda da exportação de matérias-primas é substancial para o fluxo de divisas, conforme aponta Melo (2010), o impacto inflacionário de um choque nos preços das *commodities* tende a ser atenuado pela apreciação cambial resultante. De forma geral, os aumentos internos dos preços dos alimentos não é um repasse direto da alta internacional das *commodities*, pois o câmbio se aprecia quando os preços de *commodities* sobem. Portanto, o aumento dos preços internacionais das *commodities* impacta nos preços domésticos, mas a apreciação da taxa de câmbio tende a diminuir o impacto sob os preços domésticos.

Entretanto, de acordo com Bastos e Braga (2010), os preços internacionais se mostraram bastantes significativos para a explicação das variações da inflação doméstica. Adicionalmente, estes mesmos autores mostraram que, para uma dada taxa de câmbio, um aumento de 10 pontos percentuais (p.p.) dos preços dos insumos importados, em dólares, aumenta a inflação em 1 p.p..

De acordo com BCB (2009), a deterioração nos termos de troca gera efeito renda negativo, reduzindo a renda real, o que resulta em menor demanda por bens não

comercializáveis e, para o restabelecimento do equilíbrio, recuo no preço desses bens, levando, portanto, a uma depreciação da taxa de câmbio real.

As estimativas elaboradas por Braga (2011) apontam que a inflação ao consumidor agregada na década de 2000 foi marcada por duas influências principais: a variação cambial (ocorridas, grosso modo, na primeira metade da década) e a evolução dos preços das *commodities* (relevante principalmente na segunda metade da década). Esta mesma autora aponta que a inflação importada foi o principal tipo verificado de inflação na economia brasileira na década de 2000.

Neste contexto, é de grande relevância identificar os padrões da dinâmica dos preços internalizados de *commodities*, entender a influência de aspectos explicativos relevantes, além de verificar a similaridade da dinâmica dos preços de *commodities* com o comportamento dos preços domésticos.

3. Metodologia

3.1 Procedimentos e dados

As especificações para os testes e modelos econométricos são baseadas nas séries cuja nomenclatura utilizada para as variáveis estão contidas e detalhadas na Tabela 1.

As séries utilizadas neste trabalho foram obtidas no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGC – v2.1) do Banco Central do Brasil. Todas as séries têm frequência mensal, obedecendo-se ao período de análise deste trabalho, isto é, de janeiro de 2003 a dezembro de 2013 (132 observações).

Tabela 1: Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa.

Variável	Definição
<i>PIB</i>	Índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-Br) dessazonalizado (Dez./2002 = 100)
<i>IPCAF</i>	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) dessazonalizado – grupo alimentação e bebidas (Jan/2003 = 100)
<i>SELIC</i>	Índice da taxa de juros - Selic acumulada no mês (Base = Jan/2003)
<i>CAMBIO</i>	Índice da taxa de câmbio efetiva real (IPA-DI - Jun/1994 = 100)
<i>ICAGR</i>	Índice de <i>Commodities</i> Brasil Agropecuária (Dez/2005 = 100)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Banco Central do Brasil.

O IBC-Br é um indicador mensal que procura, com as devidas adaptações, reproduzir o movimento do Produto Interno Bruto (PIB), e, desta forma, avaliar de forma mais ampla o ambiente macroeconômico do país. Neste trabalho o IBC-Br é utilizado como uma *proxy* para o PIB.

O Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br)¹ é elaborado pelo Banco Central do Brasil (BCB), a partir dos preços das *commodities* convertidos em reais, de modo a identificar a parcela das variações de preços das *commodities* no mercado externo relevante para explicar a dinâmica da inflação doméstica.

O IC-Br exprime a média mensal ponderada dos preços em reais das principais *commodities* relevantes para a dinâmica da inflação brasileira, é segmentado em três subíndices (IC-Br Agropecuária, IC-Br Metal e IC-Br Energia) e abrange somente 19 *commodities* exportadas pelo Brasil

Neste trabalho restringiu-se à utilização do IC-Br Agropecuária, isto é, um subíndice do IC-Br elaborado a partir da média mensal ponderada dos preços em reais da carne de boi, algodão, óleo de soja, trigo, açúcar, milho, café, arroz e carne de porco.

3.2 Procedimentos Econométricos

O objetivo desta seção é definir o instrumental metodológico que foi adotado: testes de raiz unitária, de cointegração, de causalidade de Granger, e o modelo VAR. Utilizou-se o *software* Eviews versão 8.0 e o *software* R versão 3.0.1 para a obtenção dos resultados econométricos.

3.3 Teste de Raiz Unitária

De acordo com Bueno (2011), é preciso introduzir tantas variáveis forem necessárias para que os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) não rejeitem a hipótese de que se trata de um ruído branco.

Desta forma, o primeiro passo do teste é determinar a ordem (p) do processo autoregressivo gerador da série. Para isso, utilizam-se os critérios de informação, de modo a escolher o valor da defasagem que resulta no menor critério de informação e confirmar o resultado verificando se os resíduos comportam-se como ruído branco.

O procedimento sugerido por Enders (2004) é composto pelas seguintes etapas²:

1. Define-se e estima-se um modelo autoregressivo com defasagens determinadas pelos critérios de informação, conforme expressão (1), onde p é a ordem do processo autoregressivo que descreve o comportamento da série temporal.

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

2. Da estatística τ_τ , da tabela de Dickey e Fuller (1981), testa-se a hipótese de que $\gamma = 0$. Se houver a rejeição da hipótese nula, utiliza-se então a estatística $\tau_{\beta\tau}$ para testar a hipótese de $\beta = 0$ que, se rejeitada, leva ao teste de $\gamma = 0$, novamente, mas considerando-se a distribuição normal.

¹ Para maiores detalhes, inclusive sobre a metodologia de construção do índice, ver o Boxe “Repasse dos preços das *commodities* para o IPCA e Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br)” do Relatório de Inflação do Banco Central de dezembro de 2010.

² As etapas sugeridas por Enders (2004) são apresentadas neste trabalho e baseadas em Spolador (2006).



3. Se não for rejeitada a hipótese de $\beta = 0$, estima-se um novo modelo sem tendência, mas com intercepto, conforme a expressão (2):

$$\Delta x_t = \alpha + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

4. Da autoregressão em (5), testa-se a hipótese de $\gamma = 0$ com base na estatística τ_μ . A não rejeição dessa hipótese leva ao teste de que $\alpha = 0$, considerando-se a estatística $\tau_{\alpha\mu}$ sendo que, dada a rejeição da hipótese, testa-se $\gamma = 0$ com a distribuição normal.

5. Não se rejeitando a hipótese de $\alpha = 0$, estima-se um modelo autoregressivo sem intercepto e tendência, conforme a expressão (3):

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

6. Finalmente, testa-se a hipótese de que $\gamma = 0$ com base na estatística τ . Se for aceita essa hipótese, conclui-se que o processo gerador da série em questão possui raiz unitária, e a série será trabalhada nas diferenças e não em nível.

3.4 Teste de Cointegração

O procedimento de Johansen é uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller (DF). O modelo multivariado pode ser generalizado para um modelo autoregressivo de ordem maior:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-1} + \pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Enders (1996) argumenta que o número de vetores cointegrantes distintos pode ser obtido através da significância estatística das raízes características de π . O rank de uma matriz é o número de raízes características diferentes de zero. Assim, em uma matriz com “n” raízes características, tal que $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, se as variáveis em x_t não são cointegradas, o rank de π é zero e todas as características serão iguais à unidade.

O teste para estimar o número de raízes características que não são significativamente diferentes da unidade deve seguir as seguintes estatísticas propostas por Johansen e Juselius (1990):

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \bar{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \bar{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

Em que, $\bar{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz π estimada, T é o número de observações utilizadas.

3.5 O modelo de Vetores Autoregressivos (VARs)

O modelo de série temporal multivariado³ para as variáveis macroeconômicas a ser utilizado nesse artigo é um modelo de vetores autoregressivos (VAR – *Vector Autoregressive models*), ele é baseado somente na componente autoregressiva, isto é, X_t é descrito apenas por seus valores passados e pelo vetor de ruído branco.

Pode-se expressar um modelo autoregressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , conectadas entre si por meio de uma matriz A , conforme a equação (7).

$$BX_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que:

B é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ;

Γ_0 é um vetor de constantes $n \times 1$;

Γ_i são matrizes dos coeficientes das variáveis defasadas $n \times n$;

ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

As hipóteses acerca de ε_t são: média zero, variância constante ($\varepsilon \approx N(0, \sigma)$) e ausência de autocorrelação [$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_j) = 0$].

De acordo com Enders (1996), a equação (7) expressa as relações entre as variáveis endógenas, a partir de um modelo econômico teoricamente estruturado. Multiplicando-se toda a equação (7) por B^{-1} , tem-se o modelo estimado em sua forma reduzida tal como expresso pela equação abaixo:

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + e_t \quad (8)$$

Em que:

$$A_0 = B^{-1} \Gamma_0$$

$$A_i = B^{-1} \Gamma_i$$

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

Um VAR (p), por exemplo, com n variáveis endógenas teria $n + n^2 p$ coeficientes a serem estimados, uma vez que as matrizes A_i têm dimensão $n \times n$ e as n primeiras variáveis referem-se à constante, sem contar ainda os coeficientes de possíveis variáveis exógenas. Conforme elucidado por Enders (1996), uma vez que o lado direito do sistema (8) contém apenas variáveis predeterminadas e os termos de erros são assumidos serialmente não-

³ Os modelos econômicos, em geral, são expressos por meio de diversas variáveis (BUENO, 2011). Portanto, o uso de modelos univariados é limitado para expressar alguns modelos, tal como o apresentado no âmbito deste trabalho.

correlacionados e com variância constante, pode-se estimar cada equação deste sistema por OLS (*Ordinary Least Squares*).

3.6 Teste de Granger - Causalidade

A metodologia utilizada baseia-se no procedimento proposto por Toda e Yamamoto (1995) para testar a hipótese de não causalidade de Granger.

É importante mencionar que não se propõe a identificar uma relação de causalidade no seu sentido de endogeneidade através do teste de causalidade de Granger [veja Maddala (1992)]. Neste trabalho, as cinco variáveis macroeconômicas foram definidas, *a priori*, como endógenas na formulação dos modelos, tal como o VAR⁴.

4. RESULTADOS

Observa-se na Figura 1 o comportamento das variáveis PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR entre 2003 e 2008. Segundo Martinez (2011), a valorização do câmbio real reflete em parte os ganhos no valor das exportações com o aumento dos preços de *commodities*. A partir de 2010, a alta de preços de *commodities* intensifica-se ao mesmo tempo em que a política de acumulação de reservas dissipa parte da pressão para apreciação do câmbio. Esses dois fatores, aliados ao crescimento do PIB, favorecem o repasse para o aumento dos preços internos de alimentos, como mostra a curva do índice de *commodities* IPCAF.

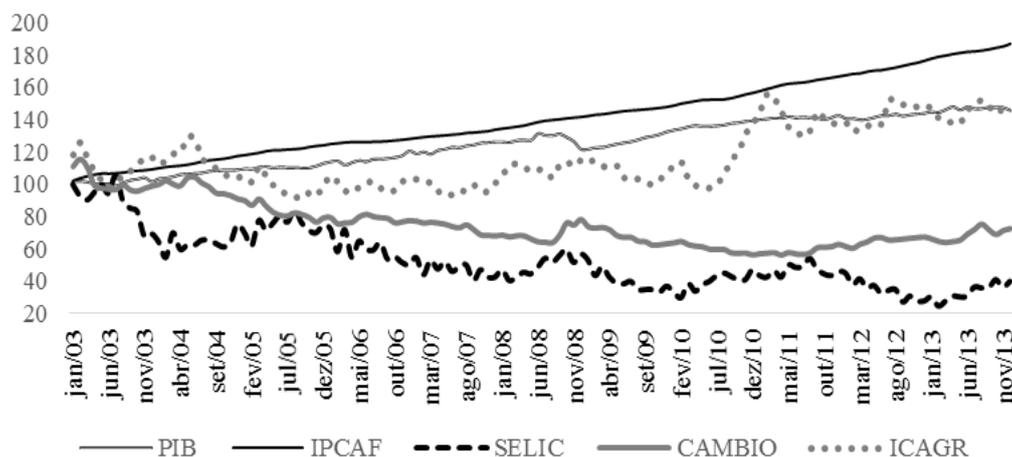


Figura 1: Evolução temporal, de janeiro de 2003 a dezembro de 2013, das variáveis macroeconômicas utilizadas no modelo (PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR).

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de BACEN (2014).

⁴ O Departamento de Estudos e Pesquisas (DEPEP) do Banco Central do Brasil desenvolve alguns modelos VAR que, a cada mês, geram previsões para a inflação dos preços livres. Nestes modelos, consideram-se como variáveis exógenas, a saber, a constante, as *dummies* de tendência e as *dummies* sazonais (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2004).

Realizaram-se os testes para verificação de sazonalidade nas variáveis a serem analisadas, e os resultados são apresentados na Tabela 2. No caso da existência de raízes unitárias sazonais, conforme demonstrado por Engle, Granger e Hallman (1989), o método de Engle e Granger (1987) torna-se inapropriado para testar a cointegração, pois os resultados podem ser viesados.

Tabela 2 Resultados do teste de sazonalidade para as séries PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR, janeiro de 2003 a dezembro de 2013.

Série	Teste F	Teste Sazonalidade		Teste	Teste Combinado Sazonalidade Identificável
	Sazonalidade	Estável Kruskal		Sazonalidade	
	Estável	Wallis		Móvel	
	F	T1	Prob.	F	
IPCAF	2,331	29,5448	0,002	2,803	Não identificável
PIB	0,870	7,3615	0,769	3,472	Não identificável
SELIC	13,666	65,3409	0,000	0,577	Identificável
CAMBIO	0,644	10,1299	0,519	2,748	Não identificável
ICAGR	6,322	52,2692	0,000	1,393	Provavelmente não identificável

Fonte: Resultados da pesquisa.

Conclui-se que apenas a taxa de juros é passível de ajuste sazonal, o que justifica o uso da série dessazonalizada nas etapas seguintes do estudo. Por se tratar de dados econômicos, cuja variância pode ser heterocedástica, aplica-se logaritmo neperiano nas séries a fim de estabilizar a variância.

Os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron e Dickey-Fuller GLS foram realizados a fim de verificar a estacionariedade das séries. Os resultados dos dois últimos testes estão no ANEXO, enquanto o resultado do primeiro é discutido a seguir.

O número de defasagens (p) empregado em cada teste de raiz unitária foi determinado pelo critério de Schwarz (SIC)⁵. Os resultados, apresentados na Tabela 3, indicam que não se deve rejeitar a hipótese nula ao considerar o logaritmo neperiano das séries, ou seja, elas são não-estacionárias em nível.

Para o teste de raiz unitária das séries em primeira diferença, rejeita-se a existência de raiz unitária.

Os testes de raiz unitária considerados no trabalho indicam que as séries podem ser consideradas integradas de ordem um $I(1)$, em função da necessidade da aplicação de uma diferença para torná-las estacionárias, possibilitando assim a realização do teste de cointegração de Johansen nas variáveis do modelo.

⁵ O critério de informação de Schwartz (SIC), conforme aponta Enders (2004), é mais restritivo que o critério de informação de Akaike (AIC) e tem melhor desempenho em pequenas amostras. É mais interessante, portanto, utilizar o primeiro critério para verificação da presença de raízes unitárias.

Tabela 4 Resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries PIB, IPCAF, SELIC, CÂMBIO e ICAGR, janeiro de 2003 a dezembro de 2013.

SÉRIE	Modelo com constante e tendência				Modelo com constante		Passeio aleatório	p
	τ_τ	θ_3	τ_β	τ_μ	θ_1	τ_α	τ	
Nível								
PIB	-2,10	2,44	1,94	-1,05	6,22 **	1,13	3,34	0
IPCAF	-1,75	4,45	2,20 **	1,99	12,83 ***	-1,72	4,73	2
SELIC	-3,44	6,25	-2,71 ***	-2,21	2,68	2,15 **	-0,85	3
CÂMBIO	-1,05	2,84	0,24	-2,38	3,71	2,32 **	-1,40	0
ICAGR	-3,38	6,40	3,13 ***	-1,67	1,42	1,67	0,20	1
Diferença								
PIB ¹	-11,66 ***	67,99 ***	-0,71	-11,66 ***	68,02 ***	3,31 ***	-6,29 ***	0
IPCAF ²	-7,23 ***	26,19 ***	2,40 **	-6,70 ***	22,47 ***	4,61 ***	-4,13 ***	1
SELIC	-3,97 **	7,88 **	0,77	-3,90 ***	7,63 ***	-0,67	-3,86 ***	2
CÂMBIO	-10,02 ***	50,22 ***	2,13 **	-9,66 ***	46,67 ***	-1,22	-9,57 ***	0
ICAGR	-8,50 ***	36,17 ***	1,12	-8,42 ***	35,48 ***	0,25	-8,45 ***	0

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota:

*** significativo a 1%.

** significativo a 5%.

¹ lag do passeio aleatório foi 1.

² lag do passeio aleatório foi 0.

A ordem de defasagens inserida no modelo de cointegração de Johansen foi baseada na análise dos menores valores dos critérios de informação de Schwarz (SC), de Hannan e Quinn (HQ) e da correlação dos resíduos. Para isto, estimou-se um modelo VAR irrestrito, com 2 lags, a partir das séries PIB, IPCAF, SELIC, CÂMBIO e ICAGR, em nível. Embora os critérios de SC e de HQ tenham sugerido uma defasagem, o teste Multiplicador de Lagrange de correlação dos resíduos indicou 4 defasagens. Desta forma, optou-se pela utilização de 4 defasagens para realizar os testes de Johansen e de causalidade de Granger bem como estimar o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR).

O teste de Johansen, através da estatística do traço e do máximo autovalor, indicou que não existe nenhum vetor de cointegração ($r=0$) entre as séries analisadas (Tabela 4). O teste do traço constatou que, ao nível de significância de 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração.

Nesse mesmo sentido, o teste do máximo autovalor também revelou que a hipótese nula não deve ser rejeitada. O teste *pairwise* de causalidade de Granger, cujos resultados para as séries em análise estão apresentados na Tabela 5, indica a precedência temporal entre as variáveis. Ao nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de que o índice de *commodities* agrícolas não causa no sentido de Granger o índice de inflação para alimentos e bebidas, ou seja, mudanças no ICAGR devem impactar o IPCAF. Do mesmo modo, as hipóteses nulas de que as taxas de câmbio e de juros, ambas convertidas em índice, não causam no sentido de Granger o índice de atratividade econômica são rejeitadas. Quanto à

relação de causalidade das demais séries, não se pode inferir estatisticamente que há uma relação de causalidade no sentido de Granger entre elas.

Tabela 5 Resultados do teste de cointegração de Johansen entre as séries PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR, janeiro de 2003 a dezembro de 2013.

H_0 : r vetores de cointegração	Teste do traço			Teste do Máximo Autovalor		
	$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \widehat{\lambda}_i)$			$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1})$		
	Estatística	Valor crítico (5%)	Prob. ¹	Estatística	Valor crítico (5%)	Prob. ¹
$r = 0$	67,468	69,819	0,076	28,145	33,877	0,207
$r \leq 1$	39,322	47,856	0,248	21,016	27,584	0,275

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ¹ p-valor baseado em MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Tabela 6 Resultados do teste *pairwise* de causalidade de Granger para as séries PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR, janeiro de 2003 a dezembro de 2013.

SÉRIE	PIB		IPCAF		SELIC		CAMBIO		ICAGR	
	χ^2	Prob.								
PIB	-	-	3,622	0,460	8,635	0,071	7,951	0,093	0,932	0,920
IPCAF	5,339	0,254	-	-	2,349	0,672	2,489	0,647	0,846	0,932
SELIC	18,536	0,001	9,372	0,053	-	-	2,330	0,675	0,933	0,920
CAMBIO	16,276	0,003	2,378	0,667	0,504	0,973	-	-	1,171	0,883
ICAGR	8,625	0,071	10,726	0,030	4,833	0,305	5,827	0,212	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

O modelo de Vetor Auto-Regressivo (VAR) capta as relações das variáveis endógenas em análise, desta forma, faz-se necessário classificar as séries PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR quanto à endogeneidade/exogeneidade para que o modelo seja corretamente especificado. Neste trabalho todas as séries foram consideradas endógenas conforme procedimento seguido pelo Banco Central do Brasil (2004), bem como obedecendo aos resultados da decomposição de Cholesky para a ordenação das variáveis no VAR.

Na equação **Erro! Fonte de referência não encontrada.** apresentam-se os principais resultados do modelo VAR estimado.

$$\begin{bmatrix} D\text{PIB} \\ D\text{IPCAF} \\ D\text{SELIC} \\ D\text{CAMBIO} \\ D\text{ICAGR} \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} 0,003 \\ 0,002 \\ -0,027 \\ -0,006 \\ 0,005 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,136 & 0,180 & -0,096 & -0,027 & 0,003 \\ 0,060 & 0,690 & -0,014 & -0,011 & 0,002 \\ 1,815 & 1,273 & 0,026 & -0,379 & -0,027 \\ -0,010 & -0,340 & 0,131 & -0,002 & -0,006 \\ 0,063 & 0,096 & -0,039 & 0,028 & 0,005 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D\text{PIB} \\ D\text{IPCAF} \\ D\text{SELIC} \\ D\text{CAMBIO} \\ D\text{ICAGR} \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\text{PIB}} \\ \varepsilon_{\text{IPCAF}} \\ \varepsilon_{\text{SELIC}} \\ \varepsilon_{\text{CAMBIO}} \\ \varepsilon_{\text{ICAGR}} \end{bmatrix}_t$$

Na Tabela 6 é possível observar a estimação do Vetor Autoregressivo (VAR) proposto e os valores entre colchetes são as estatísticas *t*. Os valores estimados para o modelo VAR(4) indexado pelo mês *t* é:

Tabela 7 Resultados do modelo VAR para as variáveis DPIB, DIPCAF, DCAMBIO, DICAGR, DSELIC, janeiro de 2003 a dezembro de 2013.

Variáveis independentes	Variáveis dependentes				
	DPIB	DIPCAF	DCAMBIO	DICAGR	DSELIC
DPIB(-1)	-0,135995 [-1.42923]	0,059639 [1.16536]	-0,010473 [-0.03572]	0,063409 [0.15269]	1,814962 [2.92195]
DPIB(-2)	0,075352 [0.79943]	0,027925 [0.55085]	-0,439869 [-1.51447]	-0,440111 [-1.06986]	-0,237262 [-0.38560]
DPIB(-3)	-0,051296 [-0.57575]	-0,002898 [-0.06048]	0,126610 [0.46118]	-0,097580 [-0.25095]	0,444066 [0.76352]
DPIB(-4)	-0,136691 [-1.56660]	0,053893 [1.14843]	0,545525 [2.02902]	-0,078710 [-0.20669]	0,191911 [0.33693]
DIPCAF(-1)	0,180268 [1.02195]	0,689530 [7.26808]	-0,340216 [-0.62592]	0,095704 [0.12431]	1,272690 [1.10525]
DIPCAF(-2)	-0,298207 [-1.41858]	-0,189715 [-1.67800]	0,158674 [0.24496]	0,196599 [0.21429]	0,135258 [0.09857]
DIPCAF(-3)	0,282097 [1.32983]	-0,167803 [-1.47079]	0,278484 [0.42604]	-0,011686 [-0.01262]	-0,316739 [-0.22873]
DIPCAF(-4)	-0,261568 [-1.49780]	0,198947 [2.11816]	0,577434 [1.07306]	-0,599218 [-0.78620]	2,254676 [1.97778]
DCAMBIO(-1)	-0,095917 [-2.78709]	-0,014023 [-0.75761]	0,130683 [1.23232]	-0,039189 [-0.26091]	0,025747 [0.11460]
DCAMBIO(-2)	-0,023984 [-0.69800]	0,025683 [1.38977]	-0,043161 [-0.40765]	-0,119073 [-0.79403]	0,137542 [0.61320]
DCAMBIO(-3)	-0,022899 [-0.66853]	-0,004477 [-0.24303]	-0,050906 [-0.48231]	-0,152459 [-1.01984]	-0,052982 [-0.23695]
DCAMBIO(-4)	-0,061771 [-1.82932]	0,018886 [1.03993]	0,032489 [0.31225]	-0,021853 [-0.14829]	-0,008639 [-0.03919]
DICAGR(-1)	0,051670 [2.07729]	0,020733 [1.54975]	0,008144 [0.10626]	0,321789 [2.96420]	-0,203288 [-1.25197]
DICAGR(-2)	-0,043623 [-1.63945]	0,001498 [0.10464]	-0,027830 [-0.33943]	-0,083344 [-0.71769]	-0,171029 [-0.98465]
DICAGR(-3)	0,020867 [0.80753]	0,024701 [1.77738]	0,101235 [1.27141]	0,122628 [1.08736]	0,117895 [0.69892]
DICAGR(-4)	0,016951 [0.67360]	-0,003799 [-0.28071]	-0,178893 [-2.30703]	-0,207650 [-1.89068]	0,108702 [0.66172]
DSELIC(-1)	-0,026680 [-1.81463]	-0,011193 [-1.41552]	-0,002426 [-0.05355]	0,028426 [0.44299]	-0,379471 [-3.95370]
DSELIC(-2)	-0,026283 [-2.13972]	0,004480 [0.67819]	-0,020722 [-0.54748]	0,035796 [0.66771]	0,137094 [1.70972]
DSELIC(-3)	-0,032203 [-2.58502]	-0,001800 [-0.26872]	0,017262 [0.44967]	0,012578 [0.23134]	0,575976 [7.08262]
DSELIC(-4)	0,009965 [0.68703]	0,004027 [0.51615]	0,028730 [0.64279]	0,006572 [0.10382]	0,100598 [1.06243]
C	0,002964 [2.12339]	0,002010 [2.67736]	-0,005997 [-1.39439]	0,005376 [0.88252]	-0,026880 [-2.95002]

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os testes de diagnóstico dos resíduos do modelo (Teste de Normalidade, Teste de LM de Correlação e Teste de Máximo Autovalor de Estabilidade do Modelo) são apresentados no ANEXO.

Os sinais das variáveis estão de acordo com o esperado. O IPCAF e o ICAGR devem impactar positivamente o PIB com um período de defasagem. Por outro lado, SELIC e CÂMBIO devem ter um efeito negativo no PIB. Quando a economia está aquecida, a inflação tende a aumentar e como medida de controle, o governo aumenta a taxa de juros, a qual encarece os empréstimos, portanto, desestimula os investimentos e retrai a economia.

Com relação ao impacto no IPCAF, PIB e ICAGR devem ter efeito positivo e SELIC e CÂMBIO, negativo com um período de defasagem. Isto porque um aquecimento da atividade econômica aumenta a demanda por bens e serviços, pressionando os preços dos alimentos e bebidas. No mesmo sentido, maiores preços das *commodities* agrícolas influenciam os preços dos alimentos e bebidas. Já a taxa de juros, conforme explicado acima, seu aumento retrai a economia, o que por sua vez, diminui o nível dos preços. O aumento da taxa de câmbio também tem um impacto negativo na inflação com um período de defasagem, já que o Brasil é pouco dependente de produtos importados e o país é um dos maiores exportadores de *commodities* agrícolas do mundo, desta forma, a desvalorização da taxa de câmbio deve impactar negativamente a taxa de inflação.

Uma vez que as variáveis foram transformadas por logaritmo neperiano, é possível interpretar os resultados como elasticidades. Um aumento de 1% no PIB e no IPCAF impacta positivamente a SELIC em 1,815% e 1,273%, respectivamente. Por outro lado, um aumento de 1% no CÂMBIO e no ICAGR causa uma queda na SELIC de 0,379% e 0,027%, conforme exposto na equação **Erro! Fonte de referência não encontrada.**

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Buscou-se, com este estudo, analisar as implicações da mudança na correlação entre preços das *commodities* e da taxa de câmbio brasileira sobre a inflação doméstica (em especial, sobre os preços de alimentos e bebidas), ou seja, procurou-se verificar se, com o câmbio mais vinculado aos preços das *commodities*, um choque nesses preços afetaria menos a inflação brasileira, isto é, diminuiria o *pass-through*. Através da estimação de vetores autoregressivos (VARs) foi possível alcançar esse objetivo. Embora não conste deste artigo, é possível explorar pormenorizado esses detalhes com a análise da decomposição da variância e das respostas a impulsos entre as variáveis analisadas.

Dentre os fatores explicativos da dinâmica inflacionária brasileira no período recente, podemos destacar a alta dos preços dos alimentos a variação nas cotações das *commodities*. A alta dos preços de *commodities* e o fortalecimento do mercado interno geram pressões inflacionárias, desta forma as medidas oriundas da política cambial e monetária devem ser condizentes com o atual contexto econômico.

As evidências encontradas neste trabalho apontam para uma possível associação entre preços de *commodities* e a inflação doméstica: estimou-se um repasse de 2,07% do índice de *commodities* em reais, para preços de alimentos no IPCA, isto é, refletindo que não é um repasse integral.

Sugere-se para pesquisas futuras o uso das metodologias apresentadas neste trabalho, com a finalidade de identificar os condicionantes da dinâmica inflacionária, bem como pelo uso da técnica econométrica de Vetores Autoregressivos (VAR). A participação do grupo “alimentação e bebidas” na cesta de consumo das famílias é expressiva, com destaque para as famílias de baixa renda. Os efeitos deletérios dos aumentos de preços e, conseqüente redução do poder de compra da população, estão intimamente associados às questões de bem-estar, portanto devem ser mote de estudos e profunda atenção da autoridade monetária no controle da dinâmica dos preços.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BACHA, C. J. C.; **Macroeconomia Aplicada a Análise da Economia Brasileira**. São Paulo: Edusp, 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL, Relatório de Inflação. Brasília: v. 6, n. 2, jun. 2004. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2004/06/ri200406b8p.pdf>>. Acesso em 17 dez. 2014.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, Sebastião. **Análise da dinâmica da formação de preços no mercado brasileiro de algodão**. Nova Economia, v.12, n.2, jul./dez. p.79-108. 2002.

BASTOS, C. P. M.; BRAGA, J. M. Conflito distributivo e inflação no Brasil: uma aplicação ao período recente. In: **Macroeconomia para o desenvolvimento: crescimento, estabilidade e emprego**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília: Ipea, 2010, Capítulo 4, p. 119-153.

BIALOSKORSKI NETO, S.; OHIRA, T. H. **Importância e metodologia de regionalização de índice de preços ao produtor: o caso da macro-região de Ribeirão Preto**. Ribeirão Preto: FEA. Texto para Discussão USP/FEA, Série Economia 22. 2001. 19 p.

BINI, D.A; DENARDIN, A.A. Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia. IN ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, XVI, 2013, Curitiba. Anais. Curitiba. UFPR. Disponível em: < http://www.anpec.org.br/sul/2013/submissao/files_I/i4-1426be0c0f68f35be990cdd42d5304ca.pdf>. Acesso em: fev. 2015.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning. 2011.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Co-integration and error correction: representation, estimation and testing**. *Econometrica*, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J.; HALLMAN, J. J. **Merging short-run and long-run forecasts: an application of seasonal cointegration to montly electricity sales forecasting**. *Journal of Econometrics*, New York, v. 40, n. 1, p. 45-62, jan. 1989.

ENDERS, W. **Rats handbook for econometric time series**. New York: Wiley, 1996. 289 p.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Wiley, 2004. 95 p.

FERNANDEZ, C. Y. H. **Câmbio Real e Preços de Commodities: Relação Identificada Através da Mudança de Regime Cambial**. Rio de Janeiro. Dissertação de Mestrado. Pontifícia Universidade Católica. Departamento de Economia. 86p. 2003.

FERRARI FILHO, F.; MODENESI, A. M., **Choques de oferta, indexação e política monetária: breves considerações sobre a aceleração inflacionária recente**. *Economia & Tecnologia*, V. 26, pp. 5-13, 2011.

FREITAS, S. M. *et al.* **Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99**. *Agricultura em São Paulo*, 48(1); n.1, p.1-20, 2001.

FREITAS, M. C. P. **Inflação mundial e preços de *commodities***. Fundap. Grupo de Conjuntura. Economia Internacional. p. 113-124, 2008.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, L. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Oxford**, v. 52, p. 169-219, 1990.

LORA, E., POEWLL, A. TAVELLA, P. **How will the food price shock affect inflation in Latin America and the Caribbean?** Inter-American Development Bank (IDB), Department of Research and Chief Economist, Policy Brief, Abril 2011. Disponível em: <<http://idbdocs.iadb.org/wsdocs/getdocument.aspx?docnum=36144620>>. Acesso em: 11 nov. 2012.

LUQUE, C. A.; VASCONCELLOS, M. A. S.; **Manual de Economia: Equipe de professores da USP**, 3ª edição. São Paulo: Ed. Saraiva, 1998.

MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. C. **Transmissão de Preços Agrícolas Internacionais para Preços Agrícolas Domésticos no Brasil**. Agricultura em São Paulo, v.47, n.2, p.53-81. 2000.

MARGARIDO, M. A.; SERIGATI, F. C.; PEROSA, B. B. **Análise do mecanismos de transmissão dos preços internacionais de *commodities* agrícolas sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil: uma aplicação de modelos de séries temporais**. São Paulo: Escola de Economia de São Paulo. FGV-EESP. Textos para Discussão 256, Maio 2010.

MARQUES, S. A. **Índice de preços pagos pela agricultura paulista: construção e cálculo**. Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 38, n. 1, p. 1-9, 1991.

MARTINEZ, T. S.; **A dinâmica da inflação brasileira: considerações a partir da desagregação do IPCA**. Brasília: IPEA, julho 2011 (Comunicados do IPEA nº 101).

MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. S. **Estrutura da inflação brasileira: determinantes e desagregação do IPCA**. Rio de Janeiro: IPEA, 2011 (Texto para Discussão nº 1634)

MADDALA, G.S. **Introduction to Econometrics**, 2nd edition, MacMillan, Nova York, 1992.

MELO, A. C. **Análise do impacto de choques nos preços internacionais das *commodities* sobre a inflação brasileira**. 2010. vii, 52 p. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) - Universidade de Brasília, Brasília, 2010.

SAMUELSON, P.; NORDHAUS, W. **Macroeconomia**, 2005, 18ª Edição, McGraw-Hill.

SCHWARZ, G. **Estimating the Dimension of a Model**, Annals of Statistics, 6, 461-464, 1978.

SCHWARTSMAN, A. Anatomia de um choque. **Valor Econômico**. São Paulo, 1º nov 2012. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/opiniaio/2888882/anatomia-de-umchoque>>. Acesso em: 08 nov. 2012.

SILVA, F. J. F., NETO, F. A. F. **Inflação Pró-Pobre no Brasil do Real: Uma análise Regional**. Economia Aplicada, v. 15, n. 1, 2011, pp. 83-102. Disponível em <<http://www.scielo.br/pdf/eoa/v15n1/a05v15n1.pdf>>. Acesso em 25 nov 2012.



53° CONGRESSO DA
SOBER

Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

Agropecuária, Meio Ambiente
e Desenvolvimento

de 26 a 29 de julho de 2015
UFPB | João Pessoa - PB

SPOLADOR, H.F.S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda sobre a agricultura brasileira.** 2006. 108 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

TODA H.; YAMAMOTO, T. **Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes.** Journal of Econometrics, n. 66, p. 225-250, 1995.

ANEXO

Tabela 8 Resultado do teste de raiz unitária Phillips-Perron para as séries PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR, janeiro de 2003 a dezembro de 2013.

SÉRIE	Modelo com constate e tendência			Modelo com constante			Passeio aleatório		
	τ_t	Prob.	lag ¹	τ_μ	Prob.	lag ¹	τ	Prob.	lag ¹
PIB	-2,096	0,543	0	-1,046	0,735	4	3,281	1,000	4
IPCAF	-0,934	0,948	0	1,930	1,000	1	7,333	1,000	3
SELIC	-2,854	0,181	3	-2,140	0,230	3	-1,380	0,155	5
CAMBIO	-1,076	0,928	7	-2,366	0,154	6	-1,337	0,167	6
ICAGR	-2,622	0,271	4	-1,307	0,625	4	0,449	0,810	6

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota:

¹Critério para bandwidth (Newey-West automatic) usando Bartlett kernel

Tabela 9 Resultado do teste de raiz unitária DF-GLS para as séries PIB, IPCAF, SELIC, CAMBIO e ICAGR, janeiro de 2003 a dezembro de 2013.

SÉRIE	Modelo com constate e tendência		Passeio aleatório	
	τ_μ	lag ¹	τ	lag ¹
PIB	-2,230	0	1,740	0
IPCAF	-0,944	2	3,653	2
SELIC	-2,873	3	-0,603	3
CAMBIO	-0,695	0	-0,157	0
ICAGR	-2,288	1	-1,688	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota:

¹ Lag Length: (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

Tabela 10 Resultado do teste de normalidade dos resíduos.

	Teste de Jarque-Bera		Teste de Assimetria		Teste de Curtose	
	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.
DPIB	57,077	0,000	11,173	0,001	45,904	0,000



DIPCAF	2,660	0,264	2,452	0,117	0,208	0,648
DSELIC	0,331	0,847	0,028	0,866	0,303	0,582
DCAMBIO	0,196	0,907	0,013	0,910	0,183	0,669
DICAGR	10,177	0,006	1,469	0,225	8,708	0,003
Variáveis conjuntas	70,442	0,000	15,136	0,010	55,305	0,000

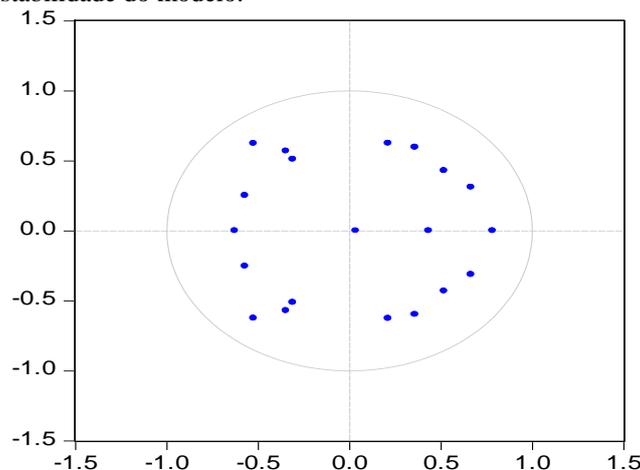
Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 11 Resultado do teste de LM de autocorrelação.

lag	χ^2	Prob.	lag	χ^2	Prob.
1	45,188	0,008	7	18,663	0,813
2	17,865	0,848	8	20,068	0,743
3	31,536	0,172	9	39,667	0,032
4	25,109	0,456	10	28,133	0,302
5	33,165	0,127	11	23,258	0,563
6	19,864	0,754	12	19,750	0,760

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2 Resultado do teste de Máximo Autovalor de Estabilidade do modelo.



Fonte: Resultados da pesquisa.