

# **A importância da produção agrícola para as oscilações do IPCA - alimentação no domicílio: Uma análise dinâmica**

## **The importance of agricultural production to IPCA - food at home oscillations: A dynamic analysis**

Aniela Fagundes Carrara<sup>1</sup>

Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros<sup>2</sup>

### **Área 11- Economia Agrícola e do Meio Ambiente**

#### **Resumo**

No período recente, é possível identificar uma clara tendência na economia brasileira de queda nos preços da alimentação do domicílio, concomitante a números extremamente expressivos na produção agrícola. Com base em tais fatos, o objetivo principal do presente estudo é mensurar a magnitude e a duração do impacto da produção agrícola no IPCA – alimentação no domicílio. Para tanto, foi construído um modelo baseado em uma curva de Phillips novo - Keynesiana e o método de estimação empregado foi o de Autoregressão Vetorial com Correção de Erro na sua versão estrutural (SVEC). Os resultados obtidos sugerem que existe uma relação negativa de longo prazo entre a produção agrícola e o IPCA – alimentação no domicílio, no sentido de que um choque positivo na oferta agrícola pode reduzir tal índice, porém tal impacto se mostra pouco robusto, para o período analisado.

**Palavras - chave:** Produção agrícola, inflação, alimentação

**Classificação JEL:** Q10, Q11, E31, E37

#### **Abstract**

In the recent period, it is possible to identify a clear trend in the Brazilian economy of falling home food prices, concomitant with extremely significant numbers in agricultural production. Based on these facts, the main objective of the present study is to measure the magnitude and the duration of the impact of the agricultural production in the IPCA - food at home. For this, a model based on a Phillips New - Keynesian curve was constructed and the method of estimation employed was Auto-regression with Vector Error Correction (VEC) in its structural version. The results suggest that there is a long - term negative relationship between agricultural production and IPCA - household food, in the sense that a positive agricultural supply shock can reduce this index, but this impact is not very robust, for the period analyzed.

**Key - Words:** Agricultural production, inflation, food

**JEL Classification:** Q10, Q11, E31, E37

---

<sup>1</sup> Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ/USP e Professora Adjunta do curso de ciências econômicas da Universidade Federal de Mato Grosso – UFMT, campus Rondonópolis. E-mail: anielacarrara@gmail.com.

<sup>2</sup> Coordenador Científico do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada- CEPEA/USP. E-mail: gscbarro@usp.br.

## 1. Introdução

Nos últimos anos – com grande destaque para o ano de 2017, a produção agrícola brasileira tem passado por períodos de bonança, o que tem gerado um choque positivo de oferta na economia. De acordo com dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - MAPA - (2018), o ano de 2017 ficou marcado por uma safra recorde de 238 milhões de toneladas de grãos. E no ano de 2018, segundo dados do Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA) realizado pelo IBGE, a safra poderá ser a segunda maior da história, atrás apenas da de 2017, já que a produção de grãos deverá encolher 4,4%.

O choque positivo na oferta de alimentos, ilustrado pelos dados acima, tem influência direta nos preços aos consumidores, no sentido de provocar uma redução destes, tanto que Bacen (2018) ressalta que o preço dos alimentos foram responsáveis por uma parte importante dos baixos níveis da inflação de 2017, com destaque especial aos preços da alimentação no domicílio, que apresentaram um comportamento que destoava do historicamente verificado, ou seja, de deflação, por conta da super safra de grãos verificada em 2016/2017.

A relação entre choques de oferta e a movimentação da inflação é um tema amplamente estudado. Autores como Ciner (2011), Moreira (2012), Mallick e Sousa (2013), entre outros, desenvolveram estudos, para diferentes países e períodos de tempo, com o objetivo de identificar a origem da variação da inflação, e chegaram a uma conclusão em comum, que atribui tal oscilação, pelo menos em parte, aos choques de oferta.

Na última década, o foco dos estudos que tratam da relação choque de oferta e inflação tem sido a mensuração dos impactos que um choque negativo de oferta pode provocar na inflação, como fazem Baccarin e Bueno (2015), Carrara e Barros (2016) e Stockl, Moreira e Giuberti (2017). Porém, o recente cenário econômico brasileiro, que será tratado com maiores detalhes posteriormente, suscita uma análise com o foco inverso, ou seja, uma avaliação que busque calcular o tamanho da influência que um choque positivo de oferta pode provocar na redução do nível de preços, principalmente daqueles que fazem parte do grupo alimentação.

Deste modo, o objetivo principal do presente estudo é mensurar a magnitude e a duração da influência de um choque positivo de oferta, provocado pela elevação da produção agrícola - assim como tem acontecido recentemente na economia brasileira - sobre a inflação da alimentação no domicílio<sup>3</sup>. Tal foco se justifica à medida que visa proporcionar um melhor entendimento sobre uma tendência recente da economia do país, que ainda é empiricamente pouco estudada. Como forma de atender o propósito acima, será construído um modelo baseado em uma curva de Phillips Novo – Keynesiana, cuja estimação se dará por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro (VEC), na sua versão estrutural.

O trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. Sendo que a seção de número dois expõe a tendência recente da produção agrícola e do nível de inflação da alimentação no domicílio para a economia brasileira; a de número três apresenta o modelo, os dados e a metodologia utilizada. A quarta seção traz os resultados e as discussões e, por fim, a seção de número cinco sintetiza as principais conclusões obtidas com o estudo.

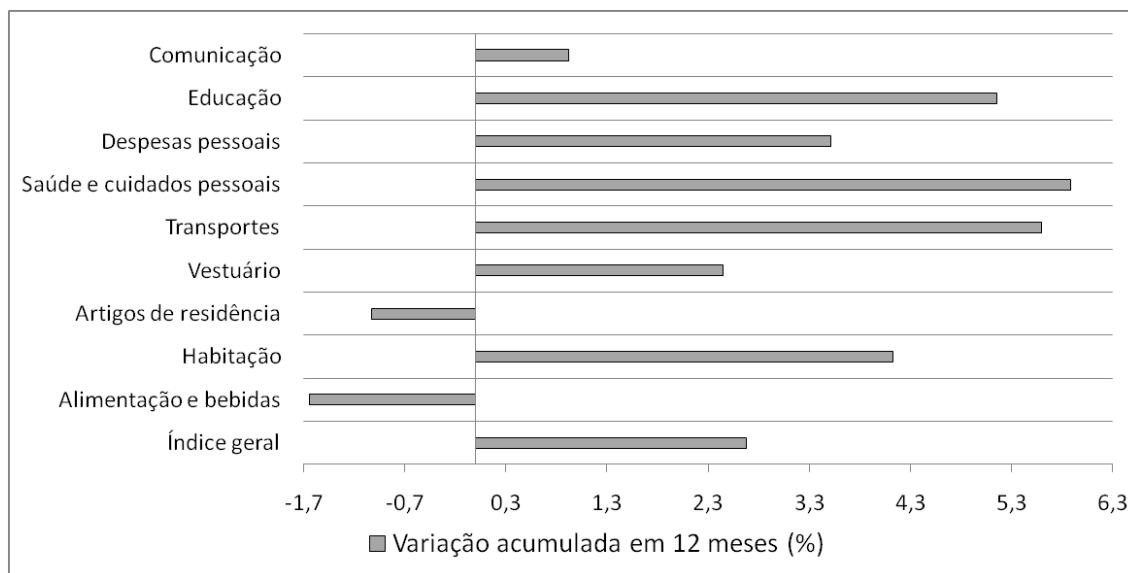
---

<sup>3</sup> É importante frisar que a análise proposta pelo presente trabalho se restringiu à avaliação da inflação da alimentação no domicílio, excluindo assim, as movimentações do subgrupo “alimentação fora do domicílio”, já que este considera itens como mão de obra e aluguéis, que por óbvio são influenciados por diversos fatores que fogem do escopo da investigação aqui proposta, assim como fazem Lameiras e Carvalho (2016).

## 2. A produção agrícola e o IPCA – alimentação no domicílio: Evolução recente

Desde a implantação do Regime de Metas de Inflação, o índice que é utilizado como medida da inflação brasileira é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA). De acordo com IBGE (2014) tal índice é composto por nove grupos: i) Alimentação e bebidas; ii) Habitação; iii) Artigos de residência; iv) Vestuário; v) Transportes; vi) Saúde e Cuidados pessoais; vii) Despesas pessoais; viii) Educação e ix) Comunicação. Destes, historicamente o que possui o maior peso mensal é o grupo correspondente à alimentação e bebidas, o que indica a importância de tal nicho de produtos na cesta de consumo dos brasileiros. Se for considerado, por exemplo, o mês de março de 2018, tem-se que tal grupo apresentou um peso de 24,5%, seguido pelo grupo dos transportes (18,51%), da habitação (15,53%), da saúde e cuidados pessoais (12,06%), despesas pessoais (10,93%), vestuário (5,84%), educação (4,99%), artigos de residência (3,96%) e comunicação (3,62%), de acordo com dados do IBGE (2018). Logo, é patente a importância de tal conjunto de produtos no computo do IPCA.

No que tange à movimentação recente do grupo de alimentação e bebidas, desde meados de 2016, é possível observar uma trajetória de queda nos preços de tais produtos, tendência esta que se tornou mais robusta ao longo do ano de 2017, tanto que se for considerada a variação acumulada de todos os grupos que compõem o IPCA, nos últimos 12 meses, tomando março de 2018 como o último período, o grupo em questão atingiu uma queda de -1,64%, a maior, conforme é possível observar na Figura 1. Contribuindo, assim, para que a o índice geral alcançasse uma variação de 2,68% para o mesmo período, bem abaixo da meta de 4,5% estipulada pelo Banco Central.



**Figura 1 - Variação acumulada em 12 meses (%), até março/2018, dos grupos que constituem o IPCA**

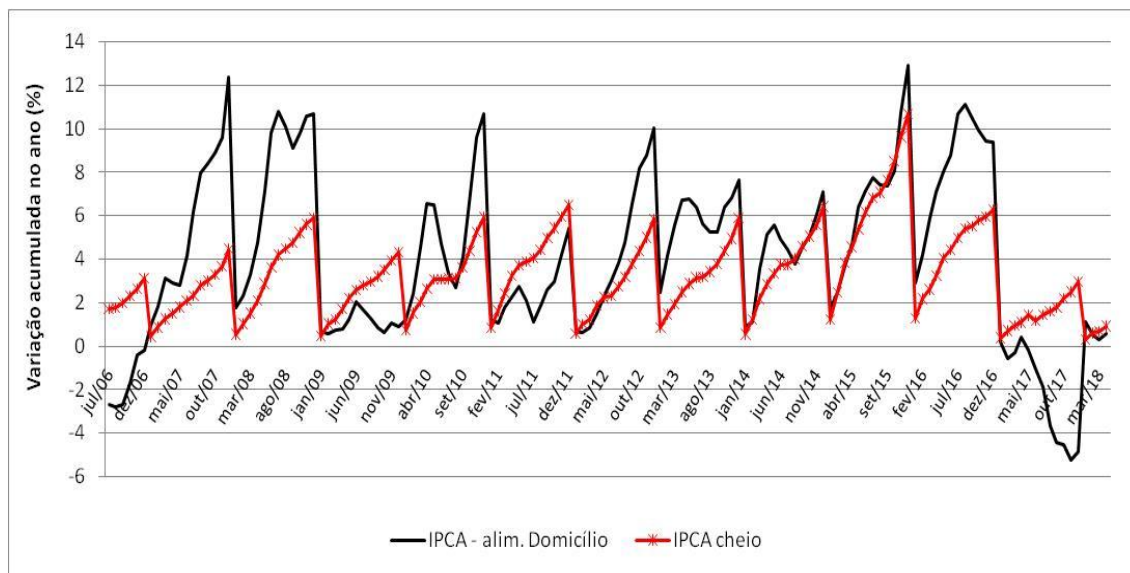
Fonte: IBGE

Focando apenas o grupo de interesse - alimentação e bebidas - tem-se que este é dividido em dois subgrupos: alimentação no domicílio e alimentação fora do domicílio<sup>4</sup>, sendo que o primeiro é o que apresenta maior peso no IPCA, 15,65% no mês de março de 2018, segundo IBGE (2018). Se for

<sup>4</sup> Para o grupo “alimentação no domicílio são considerados os itens: 1- Cereais, leguminosas e oleaginosas; 2- Farinhas, féculas e massas; 3- Tubérculos, raízes e legumes; 4- Açúcares e derivados; 4- Hortaliças e verduras; 5- Frutas; 6- Carnes, 7- Pescados; 8- Carnes e peixes industrializados; 9- Aves e ovos; 10- Leite e derivados; 11- Panificados; 12- Óleos e gorduras; 13- Bebidas e infusões; 14- Enlatados e conservas e 15- Sal e condimentos.

considerada a movimentação do subgrupo alimentação no domicílio e do IPCA cheio, pelo menos na última década, ambas variáveis têm uma movimentação razoavelmente próxima, como pode ser visualizado por meio da Figura 2, muito por conta do peso da alimentação no domicílio no cálculo IPCA cheio, conforme discutido acima. Porém, a partir de 2017, é possível observar um descolamento entre as duas séries: o subgrupo da alimentação no domicílio passa a apresentar uma oscilação negativa, enquanto o IPCA continua variando positivamente, apesar de em um patamar menor.

Tal afastamento parece indicar um ponto de inflexão em uma tendência que vinha sendo mantida há algum tempo e corroborada por diferentes trabalhos que analisam distintos períodos como o de Baccarin e Bueno (2015) que mostra que para o período entre 2007 e 2014 o grupo alimentação e bebidas teve grande contribuição para a alta taxa de inflação ao consumidor no Brasil, já que os produtos que o constituem apresentaram variação de preços de 55,25%, bem acima da apresentada pelo IPCA, com destaque para o subgrupo da alimentação no domicílio que alcançou um aumento de 85,79% do preço. Lameiras e Carvalho (2016) também desenvolvem um estudo com o objetivo de entender o impacto da inflação dos alimentos na inflação da economia brasileira e concluem que para principalmente os últimos anos avaliados, os preços dos alimentos têm sido o principal influenciador do IPCA.



**Figura 2 - Variação acumulada no ano (%) para IPCA cheio e IPCA – alimentação no domicílio**  
 Fonte: IBGE

É importante ressaltar que a tendência recente de queda nos preços dos alimentos não é inédita na economia brasileira. Conforme argumentam Farina e Nunes (2002), após o plano real, entre 1994 e 1997 os preços reais dos alimentos reduziram em média 20%, apesar deste ter sido um período de elevada demanda, o que na época rendeu a tal situação o título de “âncora verde”, uma alusão ao papel estabilizador que tal movimentação desempenhou à época. Já em 2006, o subgrupo da alimentação no domicílio atingiu o patamar de - 0,13%, segundo IBGE (2018).

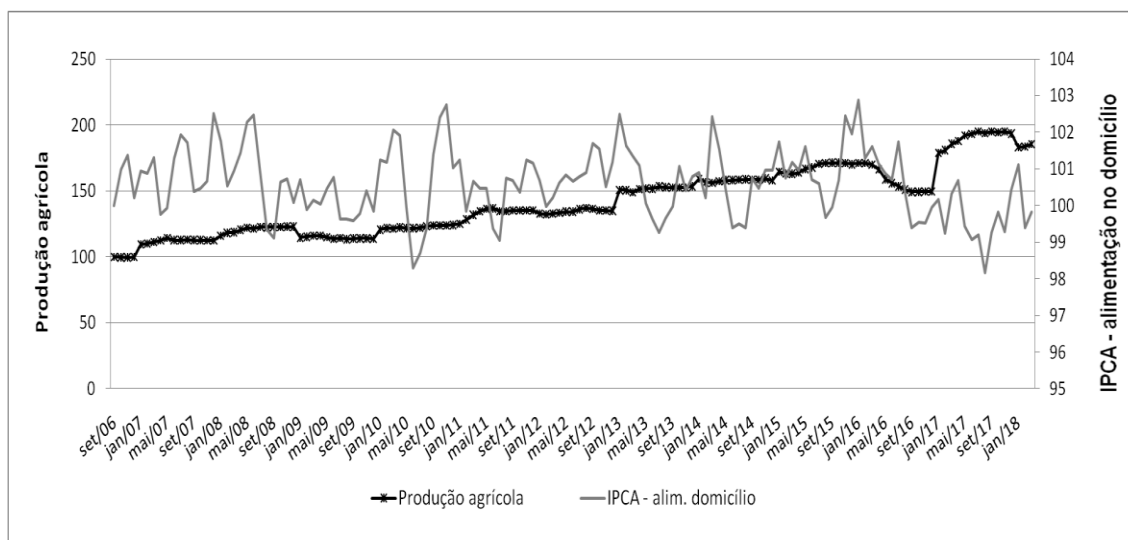
Dada a importância do segmento em questão para o cálculo do IPCA, é patente que uma queda nos preços dos bens e serviços que o compõem, pode contribuir para uma queda no nível geral de preços, como tem acontecido. Conforme dados do IBGE (2018), o IPCA de 2017 ficou em 2,95%, o menor patamar desde 1998, devido principalmente à redução de 4,85% dos preços dos alimentos consumidos no domicílio.

A tendência de queda nos preços dos alimentos, que é benéfica para a inflação geral do país, suscita questionamentos sobre quais fatores estariam desencadeando tal movimentação. As possibilidades são diversas, desde influência de preços internacionais, aumento de produtividade associada a novas tecnologias, até políticas econômicas. Dentre estas, a produtividade agrícola ganha destaque, justamente por estar passando por um momento de grande expressividade. Tal tendência já vem sendo constatada há tempos, ainda que não em patamares tão robustos como o citado acima. Conforme salientam Gasques, Bacchi e Bastos (2018) de 1975 a 2016 o produto agropecuário cresceu mais de quatro vezes e se for considerada apenas a agricultura, tem-se para tal período que a produção de grãos foi de 40,6 milhões para 187,0 milhões de toneladas. A produtividade total dos fatores tem sido o maior fator explicativo dessa evolução.

A série de tempo da produção agrícola pode ser observada por meio da Figura 3, a evolução positiva de tal variável é clara, bem como alguns períodos em que houve uma quebra em tal seqüência, na maioria das vezes motivada por questões climáticas, que são as fontes de boa parte da sazonalidade de tal produção, como no ano de 2016, em que a falta de chuva levou a uma produção menor, de acordo com Gasques, Bacci e Bastos (2018).

Ainda por meio da Figura 3, é possível depreender que o ganho produtivo no ano de 2017, alcançou um patamar inédito, o que acaba por gerar benefícios para todo um setor e para a economia de modo geral, já que segundo IBGE (2017) o valor do PIB agropecuário chegou a R\$299,47 bilhões no ano de 2017, o que representou um crescimento acumulado de 13% no ano, se comparado com 2016, configurando assim, o melhor resultado desde que o IBGE iniciou o compute da série histórica em 1996. Se for comparado, o quarto trimestre de 2017 em relação ao de 2016, a elevação do PIB agropecuário atingiu 6,1%. Como salientam Barros e Castro (2017) com base em dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), o desempenho extremamente positivo do setor agropecuário reflete-se nos outros segmentos que compõem o agronegócio.

Logo, a produção agrícola é uma variável que parece ter influência direta nos preços da alimentação e conseqüentemente na tendência do índice que mede tais preços, que também tem apresentado um comportamento que tem suscitado atenção. Considerando a trajetória destas duas séries, ainda através da Figura 3 é possível verificar que ao longo dos períodos o IPCA - alimentação no domicílio tem oscilado em torno do fluxo da produção, porém, nos períodos em que a produção chega em seu pico histórico, o IPCA em questão passa a oscilar em patamares bem mais baixos que toda a série considerada. Tal constatação visual pode ser um indício de que, a partir de um determinado nível, uma grande safra agrícola pode contribuir para a redução da inflação da alimentação no domicílio, o que dá base e fomenta o objetivo do presente estudo, que é justamente verificar o tamanho e a duração da influência que a produção agrícola pode exercer na inflação.



**Figura 3 – Produção agrícola e IPCA – alimentação no domicílio entre setembro de 2006 e março de 2018**

Fonte: IBGE

### 3. Metodologia

Nesta seção serão apresentados o modelo utilizado, os dados que irão compor tal modelo, assim como o método utilizado para estimação.

#### 3.1 Modelo e dados utilizados

O modelo estimado por este estudo é baseado na estrutura da curva de Phillips novo-Keynesiana, do tipo que se conhece por modelos semiestruturais de pequeno porte, também chamados de modelos macroeconômicos estruturais de pequena escala por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e de modelos semiestruturais pequenos por Lima, Araujo e Silva (2011). Estes modelos são usados na avaliação das perspectivas de inflação tanto pelo Banco Central brasileiro, quanto pelos Bancos Centrais da maioria dos países que instituíram o regime de metas de inflação. (LIMA, ARAUJO e SILVA 2011).

A formulação original destes modelos, para a economia brasileira, se deve a Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e consiste nas seguintes equações, que também são expostas por Bogdanski et al. (2001): i) uma curva de Phillips, que modela o lado da oferta da economia; ii) uma curva IS, que representa a demanda agregada; iii) uma relação de paridade descoberta da taxa de juros; e iv) uma regra de condução da política monetária similar à de Taylor. Neste trabalho, como já citado, o foco está na estimação da curva de Phillips.

Na forma revisada da curva de Phillips, utilizada atualmente pelo Banco Central (equação (1)) e que servirá de base para a estimação pretendida, foi incluída de modo definitivo a expectativa corrente da inflação futura. A sustentação teórica desse procedimento se desenvolveu no âmbito do conceito da Curva de Phillips Novo - Keynesiana, apresentada, por exemplo, por Goodfriend e King (1997) e Blanchard e Gali (2007).<sup>5</sup> Segundo o modelo teórico, firmas em competição monopolística, ao reajustarem seus preços, levam em conta que o custo de não reajustá-los cresce com o valor esperado da inflação futura. Em Bacen (2014) emprega-se a seguinte formulação:

<sup>5</sup> Para uma extensa revisão de estudos em torno do efeito da expectativa de inflação futura sobre a inflação corrente no Brasil ver Schettini et al. (2012).

$$\pi_t^L = \sum_{i>0} \alpha_{1i} E_t \pi_{t+i} + \sum_{j>0} \alpha_{2j} \pi_{t-j} + \sum_{k \geq 0} \alpha_{3k} \pi_{t-k}^* + \sum_{l>0} \alpha_{4l} h_{t-1} + \sum_{m \geq 0} \sum_n \alpha_{5m}^n Z_{t-m}^{\pi,n} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\pi_t^L$  é a inflação de preços livres do IPCA,  $E_t \pi_{t+i}$  é a expectativa corrente da inflação  $i$  trimestres à frente,  $\pi_t$  é a inflação plena medida pela variação do IPCA,  $\pi_t^*$  é a inflação externa medida pela variação do índice *Commodity Research Bureau* (CRB) em moeda nacional,  $h_t$  é uma medida do hiato do produto,  $Z_t^{\pi,n}$  é a variável de controle  $n$  e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

Desta forma, utilizando como base a equação (1) e com vistas a contemplar o objetivo proposto, o modelo a ser estimado no presente estudo é apresentado pela equação (2). Sendo que na sua composição, foram utilizados dados mensais entre setembro de 2006<sup>6</sup> e março de 2018. E todas as variáveis foram transformadas em índice com a base em setembro de 2006.

$$\pi com_t = \sum_{j=1}^n \eta_{1j} \pi dom_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} prod_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} E \pi_{t+j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que:

- $\pi dom$  é o IPCA – alimentação no domicílio. Fonte: IBGE
- $prod$  é a produção agrícola em toneladas não dessazonalizada. Fonte: Levantamento Sistemático da Produção Agrícola – IBGE.
- $E \pi$  é a expectativa no período presente para a inflação em  $t+1$ , obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa *focus* para cada mês. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
- $h$  é o hiato do produto, para cujo cálculo foi utilizada a seguinte fórmula:  $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$ , em que para representar o PIB real foi utilizada a série PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões). Série nº 4380 do Bacen. Fonte: Banco Central. Já PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick - Prescott<sup>7</sup> (HODRICK E PRESCOTT, 1997);
- $e$  é a taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - média de período - mensal - u.m.c./US\$. Série número: 3698. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.
- $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório.

É importante esclarecer algumas distinções entre a curva de Phillips utilizada como base, expressa pela equação (1) e a que foi estruturada para se adequar ao objetivo do trabalho. Primeiramente a medida de inflação utilizada não é a inflação dos preços livres, mas apenas aquela que representa o subgrupo da inflação da alimentação no domicílio, assim como fazem Lameiras e Carvalho (2016). Desta forma garante-se que a análise seja feita apenas com o subgrupo de interesse. Já o choque de oferta, que na equação (1) é representado por um índice de preços de *commodities*, no modelo que aqui será estimado, é substituído pela produção agrícola, uma vez esta variável é a fonte do

<sup>6</sup> A estimação se inicia neste período, devido à disponibilidade das séries do Levantamento Sistemático da Produção Agrícola do IBGE.

<sup>7</sup> Com o filtro Hodrick e Prescott ou simplesmente filtro HP o produto potencial é calculado a partir da minimização da soma do quadrado das diferenças entre a série efetiva e a sua tendência de longo prazo, sujeita à restrição de que a soma do quadrado das segundas diferenças da tendência deve ser zero. O peso desta última restrição, representada por “ $\lambda$ ”, pode variar, e o raciocínio é que quanto maior este peso, maior é a tendência que a derivada do filtro HP tem de se aproximar de uma reta. Em contraste, quanto menor o peso atribuído à “suavização” da tendência, mais esta se aproxima da série original. No caso deste trabalho o peso atribuído a suavização foi de 1600, já que este é o valor padrão sugerido na literatura para séries trimestrais, como é o caso da série utilizada aqui (HODRICK e PRESCOTT, 1997).

choque que se pretende investigar. Por fim, a equação (2) ainda é composta pela taxa de câmbio, pois tal variável exerce um papel importante na taxa da inflação dos alimentos, como também ressaltam Lameiras e Carvalho (2016).

### 3.2 Procedimentos metodológicos

Os primeiros testes efetuados foram o ADF-GLS (ELLIOT, ROTHENBERG e STOCK,1996) e o KPSS (Kwiatkowski et al.,1992)<sup>8</sup>, que verificam a estacionariedade das séries. Os mesmos foram escolhidos, pois são versões consideradas mais eficientes do teste inicialmente proposto por Dickey e Fuller (1981). Segundo Hatanaka (1996), as mudanças trazidas por esses procedimentos, buscam corrigir problemas de perda de poder e distorção de tamanho, observados em alguns casos, no teste original.

Posteriormente, foi realizado o teste de cointegração pelo método proposto por Johansen (1988), que tem basicamente como objetivo determinar o número de vetores de cointegração. Os resultados levaram à utilização do modelo estrutural de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (SVEC), assim como postula Enders (2004), que contempla a Função Impulso Resposta, a Decomposição da Variância do Erro de Previsão e a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão. É importante frisar que a metodologia de Vetores Autoregressivos na sua versão estrutural foi escolhida, pois como resalta Enders (2004), tal procedimento usa a teoria econômica (ao invés da decomposição de Choleski) para produzir restrições ao invés de considerar restrições originadas apenas de uma estrutura ordenada arbitrária de resíduos.

Para a realização dos procedimentos estatísticos descritos nesta seção foi utilizado o software econométrico WinRats.

## 4. Resultados e discussão

Nesta seção serão expostos os resultados dos testes auxiliares, além dos resultados da estimação do modelo VEC estrutural, bem como as discussões suscitadas.

### 4.1 Resultados dos testes de raiz unitária

Todos os testes realizados, para a identificação ou não da estacionariedade, foram realizados com constante e com constante e tendência; as variáveis foram usadas em logaritmo e o número de defasagens foi escolhido pelo critério de informação de Akaike modificado (MAIC), que partindo de um número definido como o máximo<sup>9</sup>, indica a defasagem mais adequada para a variável ser testada.

De acordo com os resultados obtidos via o teste ADF-GLS, apenas a variável que representa a produção agrícola, se mostrou estacionária em nível para o teste com constante e tendência e a variável hiato do produto apresentou estacionariedade em nível pra o teste com constante, o restante das variáveis foram identificadas como não estacionárias em nível, como pode ser observado na Tabela 1.

---

<sup>8</sup> Kwiatkowski et al. (1992) propõem um teste de raiz unitária que, ao contrário dos tradicionais, tem como hipótese nula a afirmação de que a série observada é estacionária, sendo esta pressuposição testada contra a hipótese alternativa de presença de raiz unitária. Seguindo a argumentação de Maddala e Kim (1998), pode-se considerar o teste KPSS como um teste confirmatório, que eleva a eficácia da análise e garante resultados mais robustos na verificação da ordem de integração das séries de tempo.

<sup>9</sup> É importante frisar que o critério utilizado para definir a defasagem máxima ( $p_{\max}$ ) para as variáveis utilizadas neste estudo, foi o proposto por Schwert (1989), onde  $p_{\max} = \text{int} \left[ 12 * \left( \frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$ , sendo T o número de observações. Logo, como todas as séries aqui utilizadas possuem 139 observações, foi encontrado para as mesmas o máximo de 13 defasagens.



Já para o teste KPSS em nível, apenas a variável que representa a inflação da alimentação no domicílio se mostrou estacionária para o teste com constante e constante e tendência. Deste modo, tem-se que todas as variáveis utilizadas se mostraram não estacionárias, em pelo menos um dos testes aplicados.

Ao refazer os testes com as variáveis na primeira diferença, os resultados passaram a indicar estacionariedade para as mesmas, logo, pode-se inferir que são integradas de ordem um.

**Tabela 1 - Testes ADF-GLS e KPSS**

Variável		Teste ADF-GLS				Teste KPSS			
		Teste em nível		Teste na diferença		Teste em nível		Teste na diferença	
		Valor do teste <sup>A</sup>	Res. <sup>B</sup>	Valor do teste <sup>A</sup>	Res. <sup>B</sup>	Valor do teste <sup>C</sup>	Res. <sup>B</sup>	Valor do teste <sup>C</sup>	Res. <sup>B</sup>
<i>ln<sub>dom</sub></i>	Const.	-1,59	N.E.	5,14	E.	0,29	E.	0,01	E.
	Const.+Tend.	-1,72	N.E.	7,66	E.	0,13	E.	0,01	E.
<i>l<sub>prod</sub></i>	Const.	0,81	N.E.	-4,90	E.	4,41	N.E.	0,04	E.
	Const.+Tend.	-3,0	E.	-5,17	E.	0,18	N.E.	0,03	E.
<i>lE<math>\pi</math></i>	Const.	-0,20	N.E.	-3,02	E.	0,80	N.E.	0,06	E.
	Const.+Tend.	-0,60	N.E.	-3,43	E.	0,17	N.E.	0,02	E.
<i>lh</i>	Const.	-2,99	E.	-3,94	E.	0,86	N.E.	0,04	E.
	Const.+Tend.	-2,74	N.E.	-5,23	E.	0,41	N.E.	0,04	E.
<i>le</i>	Const.	-0,71	N.E.	-3,62	E.	3,35	N.E.	0,17	E.
	Const.+Tend.	-1,52	N.E.	-4,02	E.	0,74	N.E.	0,07	E.

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

<sup>A</sup> Valores críticos com constante: -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETL com base em Elliot, Rothenberg e Stock (1996)).

<sup>B</sup> Resultados: N.E = não estacionário e E.= estacionário.

<sup>C</sup> Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETL com base em Kwiatkowski et al. (1992)).

#### 4.2 Resultado do teste de cointegração

Para a realização do teste de cointegração, que basicamente busca identificar a existência da relação de longo prazo entre as variáveis que compõem o modelo, a escolha do número de defasagens foi realizada através do critério de informação de Akaike, que indicou que duas defasagens seria o número mais adequado para se utilizar. Avaliando os resultados expostos na Tabela 2, é possível concluir, considerando os valores críticos a 5% de significância, que não se pode rejeitar a hipótese da existência de no máximo dois vetores, contra a hipótese alternativa de que existem mais de dois vetores de cointegração.

Com a constatação da relação de longo prazo entre as variáveis do modelo proposto, antes de passar para a estimação dos vetores autorregressivos, que agora incluirá os termos de correção de erro, é possível analisar as estimativas dos coeficientes de curto prazo ( $\alpha$ ) e longo prazo ( $\beta$ ) do modelo. A Tabela 3 expõe o primeiro vetor de cointegração, normalizado para a variável logaritmo da inflação da alimentação no domicílio (*ln<sub>dom</sub>*), o que significa que as conjecturas dos demais parâmetros foram feitas em relação a esta variável.

**Tabela 2 - Resultado do teste de cointegração de Johansen**

Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	99,98	68,52
$r=1$	$r>1$	57,30	47,21
<b><math>r=2</math></b>	<b><math>r&gt;2</math></b>	<b>28,08</b>	<b>29,68</b>
$r=3$	$r>3$	7,36	15,41
$r=4$	$r>4$	0,64	3,76

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

\*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

Observando os resultados obtidos, tem-se que, dado um choque inesperado de 1% na produção agrícola, há uma elasticidade de transmissão de - 0,021% desta variação para  $\pi_{dom}$ , o que mostra que a produção agrícola exerce uma pequena influência negativa a longo prazo, na inflação da alimentação no domicílio, mas ainda assim, dentro do modelo aqui proposto, é a segunda maior influência. Se for considerado um choque de 1% na expectativa de inflação, a elasticidade de transmissão é bastante expressiva, totalizando 3,8%, que indica um papel relevante das expectativas de inflação para a movimentação a longo prazo da variável  $\pi_{dom}$ . Em relação as duas variáveis restantes, tanto o hiato do produto quanto o câmbio, apresentaram elasticidades de transmissão bastante reduzidas, o que indica que tais variáveis têm pouca influência na movimentação de longo prazo do IPCA – alimentação no domicílio.

**Tabela 3 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo**

Variáveis	Estimativa dos $\alpha$ 's (coeficientes de ajuste de curto prazo)*	Estimativa dos $\beta$ 's (coeficientes de longo prazo)*
$\pi_{dom}$	0,560	1,00
$\pi_{prod}$	0,542	-0,021
$IE\pi$	0,009	3,807
$lh$	-0,523	0,006
$le$	0,189	0,003

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

\*Os coeficientes expostos estão com os sinais invertidos, em relação ao obtido com a estimação, tal mudança é realizada, já que por conta da normalização do vetor de cointegração, as variáveis permanecem do mesmo lado da equação de cointegração, logo, para se proceder com a análise deve ser usado o sinal contrário.

Em relação aos coeficientes dos ajustes de curto prazo, é possível observar que os desequilíbrios temporários para  $\pi_{dom}$  são corrigidos a uma velocidade de 56% a cada período, ou seja, qualquer impacto que tal variável sofra, é dissipado rapidamente, sendo que mais da metade já se perde logo no primeiro mês, tal tendência vai de encontro com a natureza dos principais produtos que compõem a alimentação no domicílio, tais como cereais, frutas e hortaliças, que é de elevada sazonalidade, fator este que também tem forte influência sobre a produção agrícola, tanto que esta variável apresenta um ajuste também elevado, de 54% por período. Outra variável que apresenta um ajuste rápido é o hiato do produto (52,3% por período), seguido da taxa de câmbio (18,9% por período), por fim, a expectativa de inflação é a que apresenta o menor coeficiente de ajuste, 0,9% por período, indicando que as expectativas de inflação demoram a se recuperar após qualquer perturbação.

### 4.3 Resultados do modelo estrutural de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (SVEC)

Para efetuar a estimação, primeiramente foi necessária a definição da matriz de relação contemporânea, que se baseia nas relações econômicas existentes entre as variáveis, ponderando as associações bem estabelecidas em modelos teóricos e suas aplicações empíricas, constituindo, assim, a parte estrutural do modelo proposto. A matriz foi estabelecida com base na seguinte sequência de variáveis: Inflação da alimentação no domicílio, produção agrícola, expectativa de inflação para um mês à frente, hiato do produto e taxa de câmbio.

As restrições impostas foram as seguintes: A inflação da alimentação ficou em função da produção agrícola e do hiato do produto, a expectativa de inflação ficou em função da inflação no domicílio e da produção agrícola e o hiato do produto ficou em função da taxa de câmbio. O Teste LR para sobreidentificação foi realizado e com cinco graus de liberdade e um valor calculado de 4,94, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo, a um nível de 5% de significância.

#### 4.3.1 Resultado da matriz de relação contemporânea

A Tabela 4 traz os coeficientes estimados, relacionando as diferenças logarítmicas (indicadas pela letra D) entre os pares de variáveis. É possível verificar que dentre os coeficientes estimados, apenas aqueles que dizem respeito à relação da produção agrícola e do hiato do produto sobre a inflação da alimentação no domicílio, não são significativos a 5%. No que tange aos coeficientes significativos, é possível observar que uma elevação em 1% na inflação da alimentação no domicílio, aumenta contemporaneamente a expectativa de inflação em 0,033%. Outro fator que impacta a expectativa de inflação contemporaneamente é a produção agrícola, sendo que, se for verificada uma elevação de 1% na produção agrícola, a expectativa em questão se reduz em 0,009%. Por fim, um último coeficiente estimado, diz respeito à influência do câmbio sobre o hiato do produto: dado um choque positivo de 1% na taxa de câmbio, ou seja, uma desvalorização da moeda do país, o hiato do produto aumentará contemporaneamente, em 0,19%.

**Tabela 4 - Resultado da matriz de relação contemporânea**

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t*
DE	SOBRE			
$Dl_{prod}$	$Dl_{\pi dom}$	0,001	0,026	0,047
$Dlh$	$Dl_{\pi dom}$	0,027	0,022	1,254
$Dl_{\pi dom}$	$Dl_{E\pi}$	0,033	0,010	3,382
$Dl_{prod}$	$Dl_{E\pi}$	-0,009	0,003	-3,042
$Dle$	$Dlh$	0,190	0,072	2,627

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

\* A estatística  $t$  mede a significância dos coeficientes estimados para cada relação contemporânea ( $H_0$ : o coeficiente é igual a zero). Porém é importante lembrar que esta estatística não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (BACCHI, 2005).

É importante evidenciar que os coeficientes apresentados na Tabela 4 dizem respeito apenas ao comportamento contemporâneo das variáveis, sem considerar as suas interações dinâmicas ao longo do tempo que serão discutidas a seguir.

### 4.3.2 Resultado da decomposição da variância do erro de previsão

Por meio da Tabela 5 é possível verificar que para o modelo considerado, a maior parte da variação da inflação da alimentação no domicílio ( $\pi_{dom}$ ) é explicada por ela mesma, uma média de 94,34% para os doze períodos (meses) considerados, o que evidencia o componente inercial presente em sua trajetória. Em relação às outras variáveis do modelo, a que exerce uma maior influência sobre a movimentação da inflação aqui considerada é a produção agrícola, atingindo em média, 2,72%, seguida pelo hiato do produto, que na média dos doze períodos, explica 2,5% das oscilações de  $\pi_{dom}$ .

Desta maneira, é possível inferir, que dentre as variáveis utilizadas na estimação e dentro do período de tempo considerado, a produção agrícola e o hiato do produto, são as que apresentam maior influência na movimentação no IPCA - alimentação no domicílio, ficando a própria variável responsável pela maior parte de suas oscilações.

**Tabela 5- Decomposição da variância do erro de previsão da inflação da alimentação no domicílio**

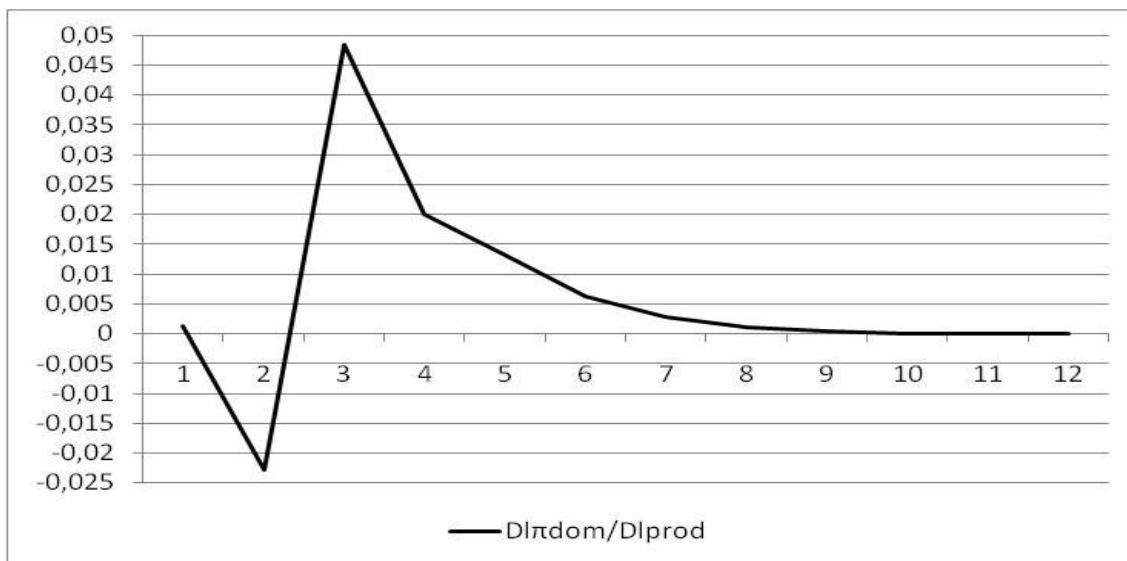
Períodos	Desvio - Padrão	$Dl\pi_{dom}$	$Dlprod$	$DlE\pi$	$Dlh$	$Dle$
1	0,0070	98,829	0,002	0	1,112	0,058
2	0,0072	97,148	0,525	0,064	2,194	0,07
3	0,0074	94,294	2,745	0,241	2,491	0,23
4	0,0074	93,789	3,095	0,246	2,643	0,228
5	0,0075	93,58	3,248	0,264	2,676	0,232
6	0,0075	93,523	3,283	0,265	2,695	0,234
7	0,0075	93,508	3,29	0,266	2,702	0,234
8	0,0075	93,504	3,291	0,266	2,705	0,234
9	0,0075	93,503	3,291	0,266	2,705	0,235
10	0,0075	93,503	3,291	0,266	2,705	0,235
11	0,0075	93,503	3,291	0,266	2,705	0,235
12	0,0075	93,503	3,291	0,266	2,705	0,235

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

### 4.3.3 Resultado das funções impulso resposta

Nesta seção, serão apresentadas as respostas da inflação da alimentação no domicílio aos choques exógenos e individuais das variáveis, que de acordo com o objetivo proposto por este estudo, são mais relevantes.

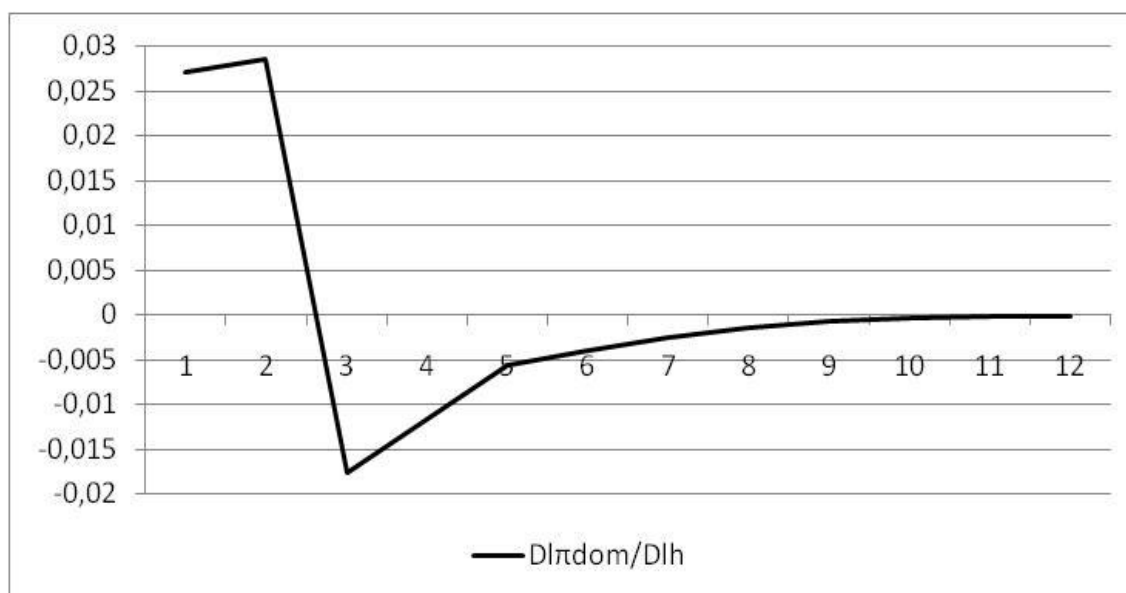
Através da Figura 4 é possível observar a resposta da variável -  $\pi_{dom}$  - objeto da análise principal do estudo, a um choque de 1% na produção agrícola. É possível verificar que entre o primeiro e segundo período (mês) a inflação da alimentação apresenta uma resposta negativa, chegando a uma queda de 0,022%; porém tal tendência é revertida nos meses seguintes, tanto que no terceiro período, tal variável apresenta uma elevação de 0,048%, como resposta ao choque inicial. Tal aumento pode estar relacionado com o crescimento dos preços dos alimentos que costuma se seguir à safra, por conta dos custos de armazenamento. Desde modo, os resultados obtidos com a Figura 4 sugerem que uma elevação na produção agrícola pode, de maneira relativamente rápida, reduzir a inflação da alimentação no domicílio, porém tal efeito não se mostra duradouro, a ponto de garantir uma redução sustentável.



**Figura 4 – Função impulso - resposta: Resposta do IPCA - alimentação no domicílio a um choque na produção agrícola**

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

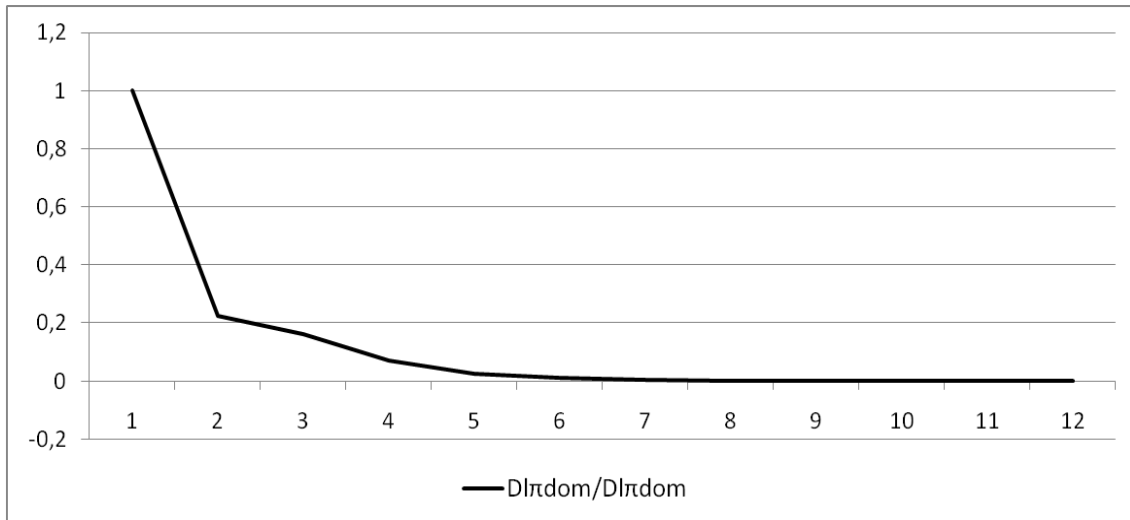
Como verificado na decomposição da variância do erro de previsão, exposta acima, outra variável, que apresentou algum nível de influência na movimentação da inflação, foi o hiato do produto, deste modo a Figura 5 traz o impacto de um choque positivo em tal item sobre a inflação da alimentação no domicílio. É possível verificar que se for considerado um choque de 1% no hiato, ou seja, um aumento do produto real da economia, a inflação no domicílio apresenta uma resposta positiva que pode ser associado ao aquecimento da economia, porém segue-se um efeito negativo que só começa a ser esboçada no segundo mês e se dissipa gradativamente ao longo dos períodos.



**Figura 5 – Função impulso - resposta: Resposta da inflação da alimentação no domicílio a um choque no hiato do produto**

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

Em relação à inercia da inflação da alimentação no domicílio, observada através da decomposição da variância de tal variável (Tabela 5), a função impulso resposta é capaz de prover um melhor entendimento sobre tal tendência. A Figura 6 expõe a resposta da variável  $\pi_{dom}$  a um choque exógeno sobre ela mesma. É possível observar que dado um choque positivo de 1% na inflação da alimentação no domicílio, a própria variável carrega os efeitos de tal choque até por volta de cinco meses, quando o impacto da perturbação passa a se aproximar de zero. Sendo que do segundo ao quinto mês considerado, os efeitos do choque se dissipam de maneira gradativa.



**Figura 6 – Função impulso - resposta: Resposta da inflação da alimentação no domicílio a um choque sobre ela mesma**

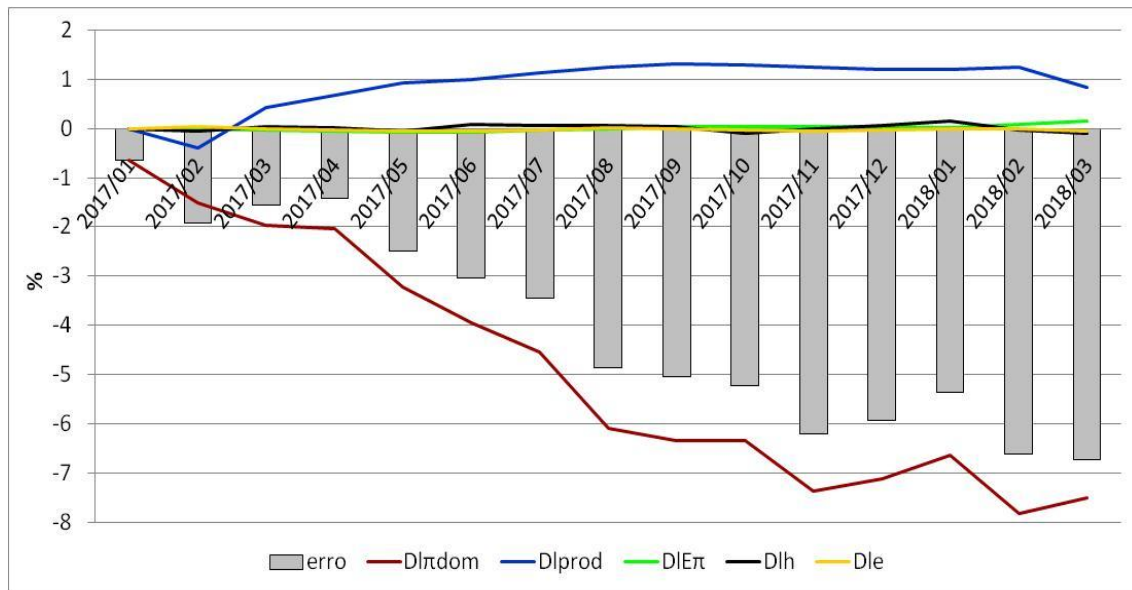
Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

Por meio dos resultados das funções impulso resposta, é possível inferir que, apesar de as respostas do IPCA - alimentação no domicílio serem de pequena monta, dentre as variáveis utilizadas no modelo, considerando aquelas que se mostraram mais importantes para a explicação da movimentação da  $\pi_{dom}$ , leia-se a produção agrícola e o hiato do produto, fica evidente que uma safra maior, ou seja, um choque positivo de oferta, impacta mais rapidamente e de maneira um pouco mais forte a inflação da alimentação no domicílio, se comparado com o hiato do produto, cujo choque demora um pouco mais para produzir efeitos, porém se mostra um pouco mais duradouro. Além disso, por meio da resposta do IPCA - alimentação no domicílio a um choque sofrido por ela própria, foi possível observar a questão inercial presente em nesta variável.

#### **4.3.4 Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA – alimentação no domicílio**

A decomposição histórica do erro de previsão permite a verificação da importância de cada choque ocorrido no passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão, feita no início do período considerado (ALVES, BACCHI, 2004). Conforme descrito acima, o objetivo do presente estudo foi suscitado justamente pela movimentação recente que o IPCA - alimentação no domicílio tem apresentado concomitantemente a um período de números expressivos na safra agrícola, logo a decomposição histórica é um ferramental que permite verificar se tal choque positivo de oferta, que tem ocorrido no passado recente do país tem impactado na queda do IPCA aqui em questão, a medida que possibilita a análise segmentada para o período em

que as tendências se mostram mais agudas. Desta maneira, a decomposição histórica foi calculada de janeiro de 2017 a março de 2018 e por meio da Figura 7 é possível inferir que quando a previsão do IPCA alimentação no domicílio é feita em janeiro de 2017 e se considera um período até o terceiro mês de 2018, os valores observados do índice de preços analisado são menores do que os previstos pelo modelo, logo, tem-se erros de previsão negativos, que apresentam uma tendência de crescimento ao longo dos meses considerados.

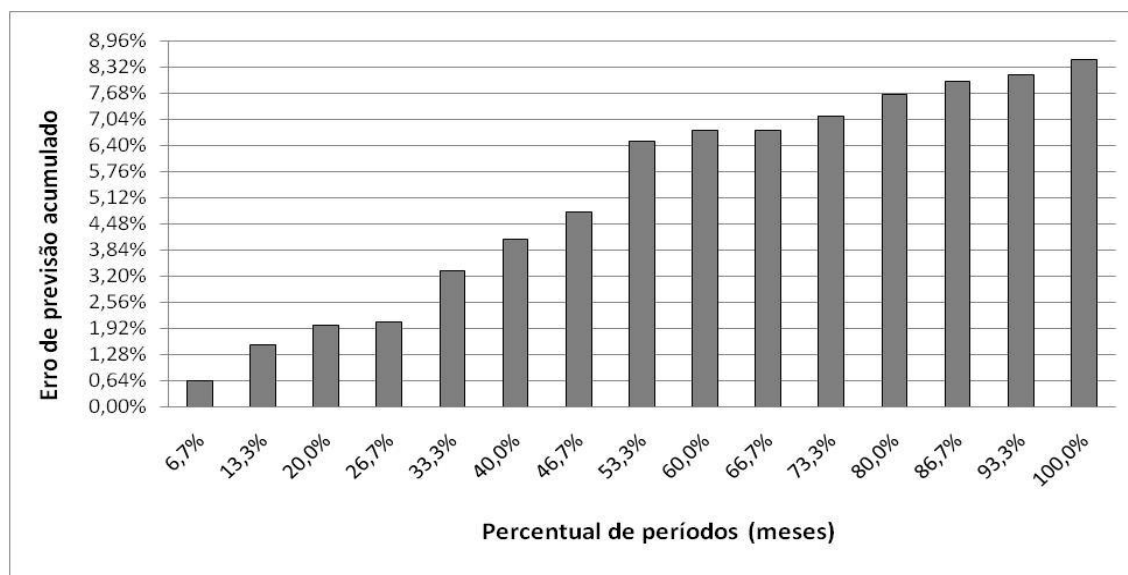


**Figura 7 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA –alimentação no domicílio entre o janeiro de 2017 e março de 2018**

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

Observando os resultados expostos pela Figura 7, tem-se que o fator que mais contribuiu para o erro negativo verificado foi, em primeiro lugar, uma queda não prevista no próprio IPCA alimentação no domicílio, que parece se tornar mais proeminente nos últimos períodos considerados, o que corrobora o resultado obtido com a decomposição da variância do erro de previsão de tal variável, exposto na tabela 5 e com a função impulso resposta apresentada pela Figura 6, que indicam que os preços dos bens que compõem tal variável carregam uma certa inércia. Um segundo fator que contribuiu – em menor monta - com o erro negativo verificado, foi uma movimentação positiva não esperada na produção agrícola, ou seja, um choque positivo de oferta que, desde março de 2017, período de proeminente expansão da safra agrícola, como já mostrado anteriormente, apresenta uma elevação não prevista no modelo, que parece contribuir no sentido de provocar uma queda não esperada no IPCA – alimentação no domicílio, colaborando assim, para o erro negativo observado. Por fim, as demais variáveis do modelo, não apresentaram nenhuma contribuição significativa para o erro de previsão negativo observado.

Ainda dentro do escopo da decomposição histórica é possível avaliar a performance do modelo proposto, na explicação das variações do IPCA – alimentação no domicílio. A Figura 8 apresenta a distribuição acumulada dos erros de previsão para o período analisado. É possível verificar que, para o referido corte de tempo, o erro de previsão é inferior a 8,49% em 100% dos casos (meses considerados na amostra). Ou seja, pode-se dizer que as variáveis que compõem o modelo, explicam de forma satisfatória as variações da inflação da alimentação no domicílio, o que sugere uma boa qualidade do modelo utilizado.



**Figura 8 – Distribuição acumulada dos erros de previsão do IPCA – alimentação no domicílio entre o janeiro de 2017 e março de 2018**

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa

## 5. Conclusão

Considerando o cenário recente, em que o índice que mede a inflação da alimentação no domicílio tem apresentado uma queda considerável, concomitantemente a uma elevação consubstancial na produção agrícola do país, o presente estudo, buscou como objetivo principal verificar em que medida um choque positivo de oferta vindo da produção agrícola pode influenciar a inflação acima referida. Para tanto, foi construído um modelo, baseado na curva de Phillips Novo- Keynesiana e o procedimento econométrico empregado foi o de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros em sua versão estrutural (SVEC).

Por meio do teste de cointegração foi possível verificar que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo (dois vetores de cointegração). Analisando o coeficiente de longo prazo estimado, foi possível inferir que tal relação entre a produção agrícola e o IPCA – alimentação no domicílio é negativa, porém de pequena magnitude (um choque imprevisto de 1% na produção agrícola, tem uma elasticidade de transmissão de - 0,021% para o IPCA em questão), sendo que o coeficiente de ajuste do IPCA – alimentação no domicílio é alto (56% por período), logo qualquer choque que tal variável recebe tende a se dissipar com rapidez.

Através da estimação SVEC observou-se que a relação contemporânea tanto da produção agrícola, quanto do hiato do produto sobre a inflação não se mostraram significativas a 5%, porém observou-se que um aumento da safra agrícola, reduz a expectativa de inflação para o próximo período. Via decomposição da variância do erro de previsão do IPCA – alimentação no domicílio averiguou-se que para o período analisado, a grande parte das movimentações (média de 94,34%) de tal variável são explicadas por ela mesma, sendo que a produção agrícola explica em média 2,72% das variações e o hiato do produto 2,5% em média. As funções impulso resposta, por sua vez, apontaram que o IPCA responde mais rapidamente e inicialmente de maneira negativa, a uma elevação na safra agrícola, mas logo tal efeito se reverte, muito por conta do comportamento de tal variável a um choque recebido por ela própria. Já se o choque for do hiato do produto a resposta demora um pouco mais para chegar ao seu ponto máximo e se dissipa de modo mais lento.



Por fim, com a decomposição histórica, foi possível observar diretamente o período que suscitou o tema de pesquisa aqui proposto, por meio da mesma verificou-se que uma elevação na produção agrícola parece contribuir para a queda da inflação da alimentação nos domicílios, pelo menos para o período entre janeiro de 2017 e março de 2018.

Deste modo, há indícios de que a elevação da safra agrícola contribui em alguma medida para arrefecer a inflação da alimentação no domicílio, porém tal impacto se mostra pequeno, muito provavelmente devido ao fato de tal medida de inflação ser impactada por diversos fatores sazonais inerentes aos preços dos produtos que a constitui, além da questão inercial verificada. Ademais, outro fator que se mostrou participativo na redução da inflação da alimentação aqui em estudada, foi o hiato do produto, porém o impacto desta variável se mostrou mais demorado, apesar de um pouco mais duradouro. Logo, tais conclusões ensejam investigações futuras, no sentido de agregar ao modelo um detalhamento maior dos fatores sazonais acima citados, de modo a mensurar a magnitude da influencia que exercem sobre a inflação estudada ou até mesmo reduzir a avaliação para uma cesta de produtos de maior relevância ao invés de utilizar todo um subgrupo.

## Referências

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v.42, n.1. p. 10-33. 2004.

BACCHI, M. R. P. Formação de preços no setor sucroalcooleiro da região centro-sul do Brasil: relação com o mercado de combustível fóssil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005.

BACCARIN, J. G.; BUENO, G. Principais alimentos e cadeias agropecuárias com influência na recente inflação brasileira da alimentação do domicílio. 53º congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, João Pessoa, 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **Relatório de Inflação**.v.16,n.2,p.1- 100, Brasília, junho de 2014.2014.

\_\_\_\_\_.**Relatório de Inflação**. v.20, n.1, p.1-83, Brasília, março de 2018, 2018.

BLANCHARD, O., J. GALI. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. **Journal of Money, Credit and Banking**, n.1, vol. 39, p.35-65. 2007.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG,S.R.C. Implementing inflation targeting in Brazil.**Working paper series**. n.1, p.1-29, julho de 2000.

BOGDANSKI, J.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I.; TOMBINI, A.A. Inflation target in Brazil: shocks, backward-looking prices, and IMF conditionality. In **BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS)**. Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries. Monetary and Economic Department. novembro de 2001.

CARRARA, A. F. ; BARROS, G. S. C. A influência do preço das hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. V.54, n.04, p.751-770, out/dez 2016.

CINER, C. Commodity prices and inflation: Testing in the frequency domain. **Research in International Business and Finance**. v.25, n.3, p. 229-237, 2011.

DICKEY, D. FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, v.49, n.4, p.1057-1072, 1981.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Oxford, v.64, n.4, p.813-836, jul. 1996.

ENDERS, W. **Applied Econometric time series**. 2ed. New York: Willey, 2004. 460p.

FARINA, E. M. M. Q.; NUNES, R. A evolução do sistema agroalimentar e a redução de preços para o consumidor: o efeito de atuação dos grandes compradores. São Paulo: PENSA, Estudo Temático n. 2/2002. 31 p.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira de 1975 a 2016. Carta conjuntura. Nota técnica IV. n. 38, 1º tri. 2018.

GOODFRIEND, M.; KING, R. G. 1997. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. **The Federal Reserve Bank of Richmond**. Working Paper Series, 98-5, 1997. 60 p.

HATANAKA, M. **Time Series Based Econometrics: Unit Roots and Co-Integrations**. New York: Oxford University Press, 1996. 306p.

HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Ohio, v. 29, n.1, p. 1-16, 1997.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA- IBGE. 2018. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em 05 jun. 2018.

\_\_\_\_\_. **Levantamento Sistemático da Produção Agrícola - LSPA**. 2018. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/lspa/brasil>>. Acesso em 03 jun. 2018.

\_\_\_\_\_. **Sistema Nacional de Índices de Preço ao Consumidor** – Estruturas de Ponderação a partir da pesquisa de orçamentos familiares 2008 – 2009. 2. Ed., Rio de Janeiro, 2014.

\_\_\_\_\_. **Sistema de Recuperação Automática – SIDRA**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 10 maio 2018.

IPEADATA. 2018. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, North-Holland, v.12, n.2/3, p.231-254, 1988.

KWIATKOWSKI, D. ; PHILLIPS, P.C.B. ; SCHMIDT, P. ; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, North-Holland v.54, p.159-178, 1992.

LAMEIRAS, M. A. P.; CARVALHO, L. M. A inflação dos alimentos: Uma análise do desempenho recente. Carta de Conjuntura – Nota técnica. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Jun. 2016.

LIMA, E. J. A. ; ARAUJO, F.; SILVA, J. R. da C. Previsão e modelos macroeconômicos no Banco Central do Brasil. In: Banco Central do Brasil. Dez anos de metas para inflação 1999-2009. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011, 456p.

MADDALA, G. S.; KIM, I. M. Units Roots, Cointegration and Structural Change. Cambridge: MacGraw – Hill, 1998. 505 p.

MALLICK, S.K.; SOUSA, R. M. Commodity prices, inflationary pressures, and monetary policy: evidence from BRICS economies. **Open Economies Review**. v.24, n.4, p.677-694. Set. 2013.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA PECUÁRIA E DESENVOLVIMENTO –MAPA. Disponível em:< <http://www.agricultura.gov.br/>>. Acesso em: 05 jun. 2018.

MOREIRA, R. R. Commodities prices index as a variable determining the consumer inflation rate and the monetary policy: recent evidences for the Brazilian economy through a VAR analysis. **Economics and Finance Review**. v. 2, n.2, p.01-09, abr. 2012.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Malden, v.54, n.3, p. 461 - 472, 1992.

SISTEMA DE EXPECTATIVAS DE MERCADO - Banco Central do Brasil.2015.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS- SGS - Banco Central do Brasil. 2015.

STOCKL, M.; MOREIRA, R. R.; GIUBERT, A. C. O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Index e Índice de Commodities Brasil. **Nova Economia**. v.27, n.1, p.173-207. 2017.