

A Influência do Preço dos Hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips¹

Aniela Fagundes Carrara² e Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros³

Resumo: Os choques de oferta rotineiramente são relacionados ao comportamento da inflação. Seus efeitos têm sido, em geral, avaliados considerando variações nos preços das commodities (minérios, petróleo, produtos agropecuários estocáveis etc.). O objetivo deste trabalho é examinar a influência de um tipo de choque de oferta pouco estudado, mas que, como regra, recebe grande atenção do público: as mudanças nos preços dos hortifrutícolas (produtos perecíveis de ciclo relativamente curto). Esses preços frequentemente têm sido apontados como os responsáveis pelas acentuadas variações no IPCA. Com vistas a contemplar este objetivo, foi construída e estimada uma curva de Phillips, baseada nos modelos Novos-Keynesianos, e seguindo o arcabouço do modelo semiestrutural de pequeno porte utilizado pelo Banco Central do Brasil. O método de estimação empregado foi o de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) na sua versão estrutural. Os resultados evidenciam que os preços dos hortifrutícolas podem ter repercussão considerável na variação do IPCA e na variação das expectativas de inflação. Seus choques provocam efeitos que perduram por vários meses na trajetória destas duas variáveis.

Palavras-chaves: Preços; IPCA; Choques de oferta; Hortifrutícolas.

Abstract: *Supply shocks have frequently been related to the behavior of inflation. Those shocks are in general measured by changes in commodity prices (minerals, oil, agricultural commodities, etc.). The objective of this paper is to examine the influence of supply shocks caused by changes in prices of horticultural products (perishable with short cycles) exert in the Brazilian inflation. Although not quite studied academically, this process has popularly been associated with important variations on the IPCA index. To deal with this process, a Phillips curve, following New Keynesians principles, based on the semi structural model of small size by the Brazilian Central Bank and the estimation method used was Auto-*

1. Data de submissão: 1 de fevereiro de 2016. Data de aceite: 14 de agosto de 2016.

2. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – Esalq da Universidade de São Paulo – USP e Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea/Esalq/USP, Piracicaba, São Paulo, Brasil. E - mail: anielacarrara@usp.br

3. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – Esalq da Universidade de São Paulo – USP e Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea/Esalq/USP, Piracicaba, São Paulo, Brasil. E-mail: gsbarro@usp.br

regression with Vector Error Correction (VEC) in its structural version. The results show that there is evidence that the prices of horticultural products may have a considerable participation in the IPCA and inflation expectations variations and their shocks produce effects that persist for several months in the trajectory of these two variables.

Key-words: *Prices; IPCA; Supply shocks; Horticultural products.*

DOI - <http://dx.doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540409>

Classificação JEL: E31, E52, Q02, Q11.

1. Introdução

A inflação é um tema que ao longo da história econômica brasileira despertou e ainda desperta preocupação. Nas últimas décadas, principalmente após a implantação do Regime Monetário de Metas de Inflação, as taxas de inflação têm se mostrado mais estáveis, pelo menos se comparadas com o difícil período pelo qual o Brasil atravessou desde a década de 1980 até a implantação do Plano Real. Porém, desde 2010, nota-se certa dificuldade em manter a inflação em níveis aceitavelmente próximos ao objetivo estipulado pelos formuladores de política (BACEN, 2016). Tal dificuldade vem provocando discussões e originando estudos que tentam encontrar suas possíveis causas.

Autores como Ciner (2011), Moreira (2012), Mallick e Sousa (2013), entre outros, desenvolveram estudos, para diferentes países e para diferentes períodos de tempo, com o objetivo de identificar a origem da variação da inflação, e chegaram a uma conclusão em comum, que atribui tal variação, pelo menos em parte, aos choques de oferta. No caso da economia brasileira, Moreira (2014) aponta que os choques de oferta, ligados aos preços das commodities, afetam de forma importante as expectativas de inflação.

Os choques de oferta são originados por diversos fatores; porém, os que são oriundos do grupo dos alimentos podem ser considerados como um dos mais importantes, já que estes fazem parte da base da alimentação, pesando no orçamento principalmente para as famílias de baixa renda, maioria da população.

Na economia brasileira, além dos choques de oferta provocados pelos preços das commodities, com forte influência dos mercados externos⁴, rotineiramente os alimentos, principalmente aqueles que integram o grupo dos hortifrutícolas, são considerados como os “vilões” da inflação. A “inflação do chuchu” se tornou uma frase emblemática quando, em 1977, o então Ministro da Fazenda Mario Henrique Simonsen tentava explicar a origem da inflação da época. Mais recentemente, em meados de 2013, o vilão da vez foi o tomate, cujo preço aumentou 149,69% entre 2012 e 2013, segundo dados do IBGE. Os exemplos são abundantes.

O objetivo deste trabalho é analisar a influência que os choques de oferta, especialmente aqueles gerados pelos produtos hortifrutícolas, têm sobre a inflação brasileira, de modo a mostrar o quanto tais produtos primários podem estar contribuindo para a sustentação da inflação em patamares elevados. Para tanto, será estimada uma curva de Phillips, nos moldes da formulação Novo-Keynesiana, por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro (VEC), na sua versão estrutural, para dados que vão de março de 2002 a abril de 2014, visando a obtenção de resultados que captem os efeitos dinâmicos da variável de interesse sobre a inflação.

A investigação proposta neste artigo visa suprir uma lacuna que existe quando se trata da relação entre o preço dos produtos hortifrutíco-

4. Refere-se a commodities como aqueles produtos passíveis de estrita padronização, que são, em muitos casos, negociados em bolsas de mercadorias e futuros.

las e a inflação do País. Já existem trabalhos para a economia brasileira que avaliam a participação dos preços das commodities na dinâmica inflacionária, como os de Moreira (2012 e 2014) e de Modenesi e Ferrari Filho (2011). Porém, tais estudos não tratam especificamente dos preços dos hortifrutícolas.

Este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução: na segunda seção é apresentada uma breve revisão bibliográfica a respeito dos choques de oferta na economia brasileira e dos instrumentos de política monetária utilizados atualmente no combate à inflação, diante de tais choques. Na terceira seção é apresentada a metodologia e os dados utilizados para alcançar o objetivo proposto; na quarta são expostos os resultados e, na última seção, são expedidas as principais conclusões obtidas com o trabalho.

2. Os choques de oferta e a economia brasileira

O foco desta seção consiste em expor o embasamento teórico e o panorama econômico que motivaram a investigação proposta.

2.1. Choques de oferta:

os choques dos preços das commodities alimentares na inflação brasileira

Segundo o relatório de inflação do Banco Central (Bacen) de março de 2013 e de acordo com seus modelos de projeção, a inflação brasileira pode ser dividida em seis componentes: 1-variação cambial; 2-inércia relacionada à parcela da inflação que excedeu a meta, acumulada a partir do último trimestre; 3-diferença entre as expectativas de inflação dos agentes e a meta; 4-choque de oferta; 5-inflação de preços livres, excluídos os efeitos dos quatro itens anteriores e 6-inflação de preços administrados por contratos e monitorados, excetuando os efeitos do item 2. Aqui foca-se nos choques de oferta.

Choques de oferta podem ser classificados como surpresas que influenciam diretamente as condições de produção. Tais choques podem

ser positivos como melhoramentos tecnológicos, ou negativos como problemas climáticos, sendo que sua relevância depende da sua magnitude e do seu tempo de permanência. Se o choque de oferta for positivo, como ganhos com produtividade, ele acaba por contribuir para aumentar a oferta agregada, o que ajuda a política monetária a manter os preços estáveis. Porém, se o choque for negativo, como por exemplo a quebra de uma safra, que retrai a oferta, a política monetária pode enfrentar um *trade off* entre estabilizar o produto e controlar a inflação (BACEN, 2011 e SHAPIRO, 1987).⁵

Para Bis (2001), os choques nos preços dos alimentos são os determinantes mais comuns da inflação em parte dos países emergentes. Rosengren (2011) ressalta que, pelo menos inicialmente, tais choques não têm influência sobre o núcleo da inflação, porém, no longo prazo, o impacto destes sobre os preços dos outros bens dependerá de como as expectativas de inflação irão responder a tais choques. Se as expectativas são de que o choque de oferta será temporário, a inflação não tardaria a voltar ao nível anterior. Mas, por outro lado, se as expectativas de inflação se elevarem em resposta ao choque de oferta, outros preços e também salários tenderão a aumentar com o decorrer do tempo e, se isso ocorrer, o choque de oferta poderá se espalhar por toda a economia, atingindo o núcleo da inflação.

Ainda segundo Rosengren (2011), os países podem ser afetados de forma diferente pelos choques de oferta, de acordo com a importância que certas commodities têm para cada um. Em países em que os alimentos são componentes significativos no dispêndio das famílias, o impacto de um choque de oferta sobre a taxa de inflação e outras variáveis importantes para a economia pode ser maior do que em um país em que os alimentos são menos importantes. Logo, é de se esperar que a política monetária reaja a um choque de oferta

5. Para mais informações sobre os choques de oferta e seus impactos, consultar Blinder e Rudd (2008).

de maneira diferente em cada país, dependendo de suas características.

No caso específico da economia brasileira, conforme IBGE (2014), a pesquisa POF (2008-2009) indicou que o grupo alimentação e bebidas têm a maior participação no cálculo do IPCA (22,08%). Este grupo é dividido em dois subgrupos, o de alimentação dentro do domicílio, com peso de 15,02% e o de alimentação fora do domicílio, com peso de 7,05% no IPCA. Considerando o subgrupo de maior peso, ainda existe mais uma subdivisão em que os hortifrutícolas têm participação relevante.

De acordo com as séries históricas divulgadas pelo IBGE, é possível perceber que os alimentos têm aumentado sua participação efetiva na inflação brasileira, tornando-se, assim, com o passar do tempo, o grupo que mais influencia o IPCA. A Figura 1 mostra o peso que cada grupo representou para o IPCA mês a mês de 2006 a 2014. É possível observar que a contribuição do grupo alimentação e bebidas tem crescido ao longo do tempo, distanciando-se do grupo dos transportes, que é o segundo que mais pesa no IPCA.

A Figura 2 expõe a trajetória das variações mensais do IPCA, do índice *Commodity Research Bureau* (CRB), que é um índice de preços das commodities calculado pela Thomson Reuters⁶ e de um índice de preço dos hortifrutícolas construído pelos autores. O cálculo deste último índice utiliza o preço nominal em R\$/kg no atacado de São Paulo (Ceagesp), dos seguintes produtos: tomate (peso: 0,2296), batata (peso: 0,1727), banana (peso: 0,1571), cebola (peso: 0,1145), mamão (peso: 0,0812), uva (peso: 0,0585), laranja (peso: 0,1185)⁷.

6. O índice de preço CRB, calculado pela Thomson Reuters, é composto por quatro grupos diferentes de commodities, o primeiro é formado por petróleo bruto, petróleo de aquecimento e gasolina, sendo que seu peso no índice é de 33%. O segundo grupo inclui gás natural, milho, soja, boi gordo, alumínio e cobre e tem peso de 42% no índice. O terceiro grupo é constituído por açúcar, algodão, café e cacau e tem peso de 20% no índice. Por fim, o quarto grupo é composto por níquel, trigo, suínos, suco de laranja e prata e tem um peso de 5% no índice (THOMSON REUTERS, 2013).
7. Tais preços foram coletados e fornecidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea). Lembra-se que os pesos utilizados na construção do índice

É possível perceber que os preços dos produtos hortifrutícolas possuem grande variabilidade mensal (sendo frequentes oscilações maiores de 20% num dado mês, especialmente para cima), bem maior do que a do índice de preços de commodities CRB. O IPCA mensal, que é uma média de um grande número de preços individuais, possui naturalmente variabilidade bem menor. A influência dos hortifrutícolas sobre essa média é o objeto das análises apresentadas neste trabalho.

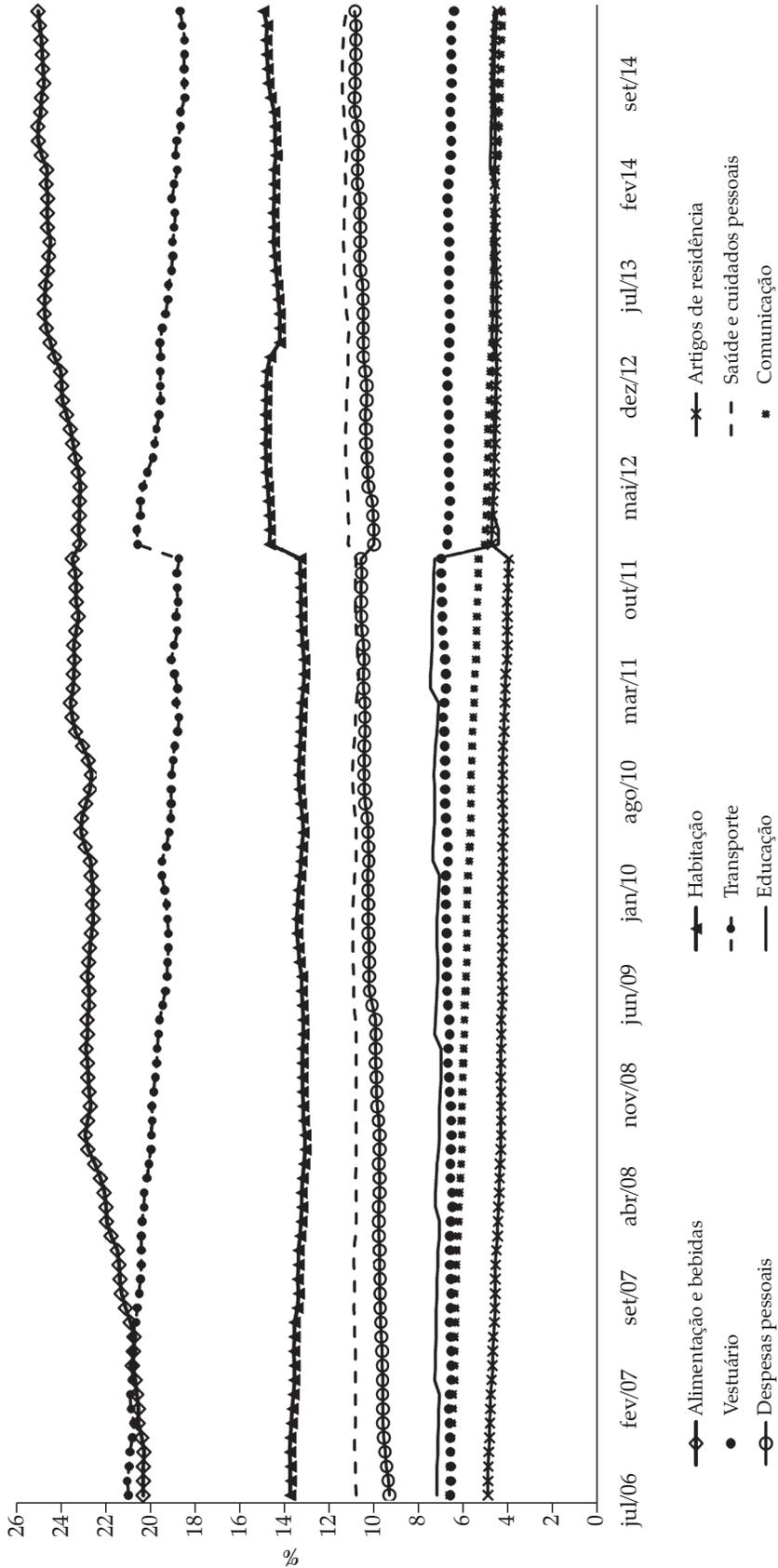
Com vistas a ilustrar de forma mais clara o comportamento dos preços dos hortifrutícolas, a Figura 3 traz a trajetória dos preços reais desses produtos. Na parte superior tem-se o índice dos hortifrutícolas dividido pelo IPCA. Na parte inferior aparecem os índices de preço do tomate, da banana e da batata, que são os produtos que mais pesam no índice citado acima, todos também divididos pelo IPCA. Observa-se que os preços médios dos hortifrutícolas cresceram significativamente em relação ao IPCA no período considerado, e o mesmo aconteceu com os preços do tomate, da batata e da banana. Ou seja, esses itens passaram a ter peso maior na formação do IPCA durante os anos analisados⁸.

As constantes oscilações dos preços dos hortifrutícolas, expostas pela Figura 3, que se refletem no índice de preços construído para estes produtos, são as causas dos choques de oferta que este estudo pretende analisar. Dada a variabilidade de tais preços, claramente evidenciada acima, buscar-se-á identificar como os choques de oferta, por ela originados, impactam na inflação do País, ou seja, se são capazes de produzir um reflexo significativo e duradouro no nível geral de preços ou se são apenas efeitos temporários, que é como a atual política monetária do País trata tais choques, como será visto no próximo item.

seguiram a ponderação utilizada pelo IBGE no cálculo do IPCA.

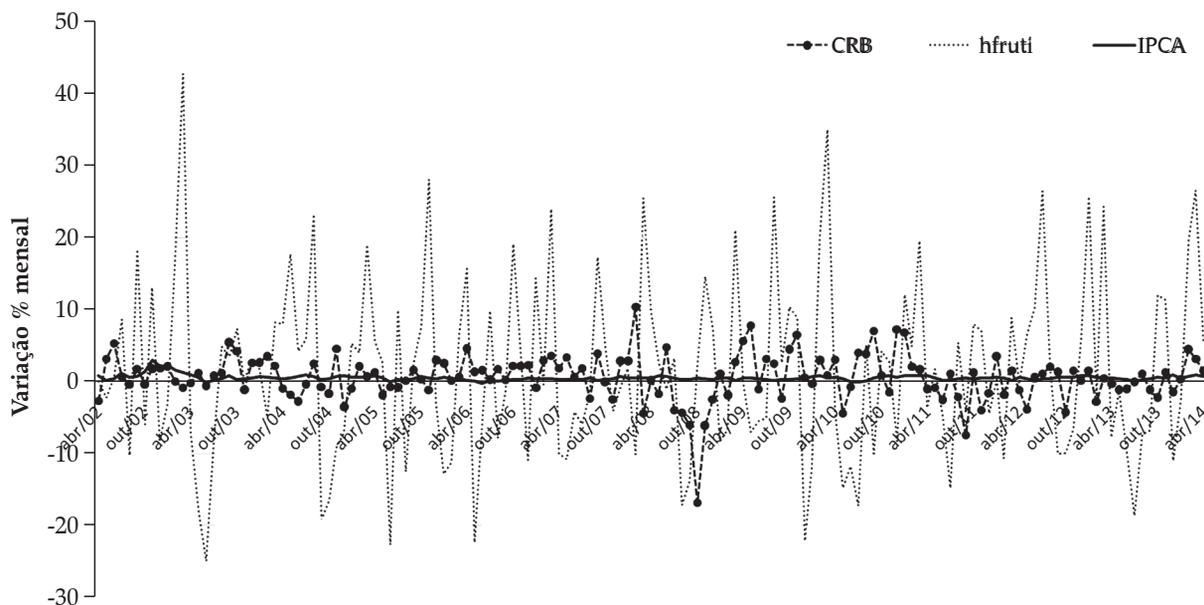
8. Para o período analisado, a taxa de crescimento do índice de preço dos hortifrutícolas (hfruti) em relação ao IPCA foi de 1,12% ao ano e as taxas de crescimento do índice de preço do tomate, da batata e da banana, em relação ao IPCA, foram respectivamente 2,02%, 0,39% e 3,36% ao ano.

Figura 1. IPCA e grupos de produtos e serviços (peso no mês)



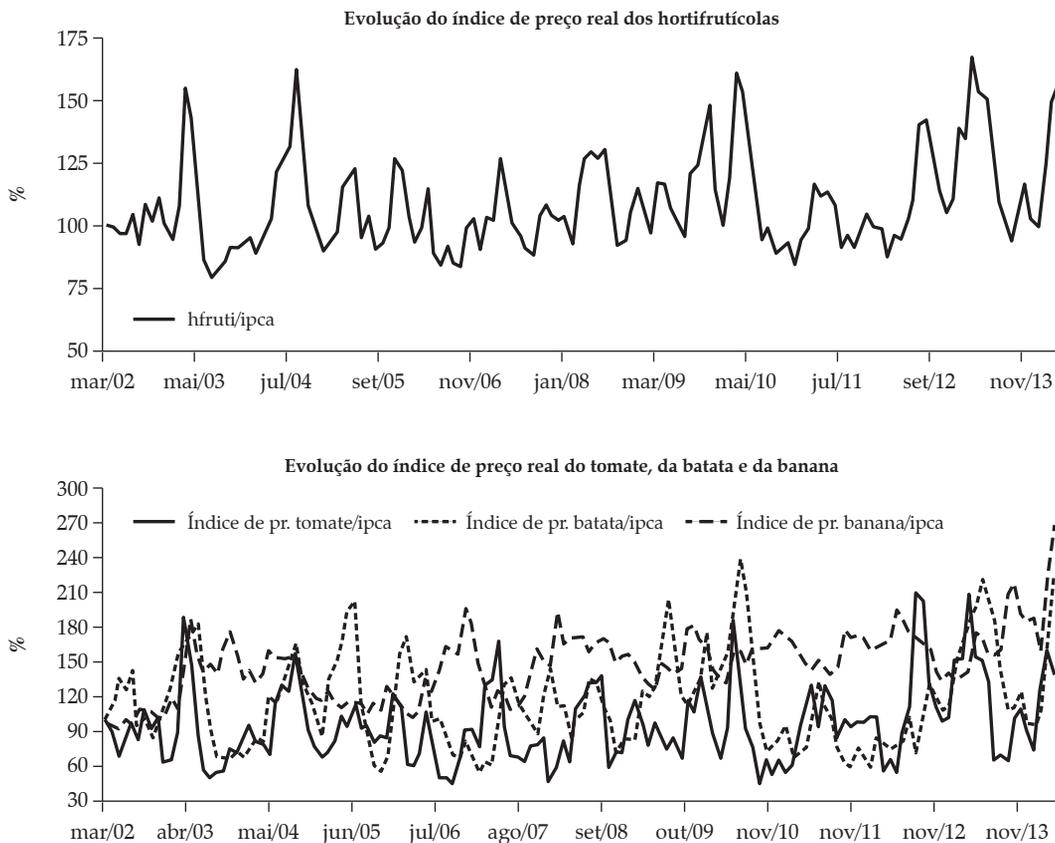
Fonte: IBGE.

Figura 2. Variação mensal do IPCA, índice de preço das commodities CRB e índice de preços dos hortifrutícolas



Fonte: Ipeadata, Thomson Reuters e Cepea.

Figura 3. Evolução dos preços dos hortifrutícolas



Fonte: Cepea.

2.2. Os choques de oferta e a política monetária brasileira

A estratégia atual de política monetária brasileira, quando ocorre algum choque de oferta, é tentar controlar apenas seu impacto secundário, o que corresponde a tentar impedir que os repasses do aumento aconteçam, como fica claro em Bacen (2010): “se o movimento dos preços tiver origem em choques de oferta, [...] a política monetária deve atuar no sentido de impedir a sua propagação, os chamados efeitos de segunda ordem” (p. 88). Ou seja, a política monetária do País age buscando impedir que impactos, inicialmente localizados, relacionados aos ajustes de preços relativos, levem, através de uma piora nas expectativas, a uma deterioração persistente da dinâmica inflacionária.

A natureza da relação entre os movimentos nos preços dos hortifrutícolas ou das commodities e a inflação e sua expectativa, pode ser ilustrada no caso de um aumento no preço de um destes produtos básicos (decorrente de uma escassez do mesmo). As firmas que o utilizam como insumo, vão querer aumentar correspondentemente os preços de seus produtos (para manter sua margem) e os consumidores buscarão aumentos em suas rendas ou salários (para manter seu poder de compra). Se essas pretensões tenderem a se consumir, a expectativa de inflação tende a reagir mais fortemente aos choques de oferta, pois os preços relativos não se alterariam e o problema de escassez permaneceria, com o que novas rodadas de alta de preços e salários teriam lugar. Para mais informações, ver Garcia (2004).

Tal estratégia encontra-se no bojo das políticas monetárias implementadas na economia brasileira, que são elaboradas seguindo, por exemplo, os 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). Tais 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, o foco está na estimação da curva de Phillips, posto que pretende-se relacionar a evolução da taxa de inflação com as diversas variáveis indicadas na literatura especializada, incluindo os chamados choques de oferta, dentre os quais os dos preços dos hortifrutícolas.

Desde que adotou os modelos de pequeno porte baseados nos estudos de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), o Banco Central brasileiro vem constantemente atualizando e aperfeiçoando sua formulação, de acordo com as transformações no cenário econômico nacional e internacional (BACEN, 2001).

Na forma revisada da curva de Phillips, utilizada atualmente pelo Banco Central e representada pela equação (1), foi inserida de modo definitivo a expectativa 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).⁹ 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. A expectativa da inflação futura já era tida como importante pelos autores que propuseram o modelo original do Bacen – conferindo ao modelo uma abordagem *forward looking*. Mas não a utilizavam devido às dificuldades que se tinha na época para obtê-la. Porém, atualmente esta variável é mais acessível, tanto através da

9. 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).

pesquisa realizada pelo sistema do Banco Central de expectativas de mercado, quanto por meio de técnicas que estimam as expectativas de inflação através de modelos autorregressivos. Em Bacen (2014) emprega-se a seguinte formulação:

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

em que π_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, π_t é a inflação plena medida pela variação do IPCA, π_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 ε_t é o termo de erro.

Existem vários trabalhos que estimam a curva de Phillips para a economia brasileira, com diferentes especificações. Schwartzman (2006) utiliza dados de preços desagregados para estimar diversas versões do modelo, com períodos que vão do primeiro trimestre de 1997, 1998 e 1999 ao terceiro trimestre de 2003. Arruda *et al.* (2011) estimam um modelo geral não linear que traz a taxa de inflação como função do hiato do produto defasado, da inércia inflacionária e do repasse cambial defasado, para o período entre janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Já Oliveira e Feijó (2015) estimam uma curva de Phillips com dados trimestrais que vão de 1995 a 2014 e utilizam o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) para representar a inflação, além de algumas variáveis exógenas, para evitar problemas de especificação no modelo. São vários os estudos no Brasil¹⁰ sobre os quais Sachsida (2013) faz uma ampla revisão.

Neste trabalho será estimada uma equação adequada aos objetivos aqui perseguidos.

3. Metodologia

Nesta seção serão expostos os dados utilizados, o modelo estimado, bem como os métodos estatísticos/econômicos empregados.

3.1. Modelo estimado

Tomando como base a Curva de Phillips Novo-Keynesiana, semelhante à utilizada atualmente pelo Banco Central, especificada na equação (1), a equação a ser estimada neste artigo tem a seguinte formulação:

$$\pi_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} crb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} E_t \pi_{t+j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} prodtrab_{t-j} + \sum_{j=1}^n \eta_{1j} hfruti_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que π é o índice de preços IPCA, crb é o índice de preço de commodities expresso em dólares, e é a taxa de câmbio nominal, $E_t \pi$ é a expectativa presente à respeito do IPCA para um mês a frente, h é o hiato do produto, $prodtrab$ é uma medida da produtividade do trabalho, $hfruti$ é o índice de preço dos hortifrutícolas, j é o número de defasagens e ε é o termo de erro.

A curva de Phillips exposta na equação (2) apresenta algumas diferenças em relação à que é atualmente utilizada pelo Banco Central do Brasil. A primeira diz respeito à medida de inflação utilizada, que na equação proposta por este estudo deriva do índice cheio da inflação, compreendendo os preços livres e os preços administrados – assim como faz Schwartzman (2006) – ao invés de um índice que mede apenas a inflação dos preços livres. A lógica é que os agentes econômicos e o público em geral queiram comparar seus preços em relação ao conjunto da economia, logo o índice cheio é mais relevante para tal decisão, como argumenta Schwartzman (2006). Ainda de acordo com esse autor, o IPCA tem uma maior relevância por ser objeto do Regime de Meta de Inflação, em que o Conselho Monetário Nacional

10. Mais alguns trabalhos importantes que estimam a curva de Phillips para a economia brasileira: Areosa e Medeiros (2007); Mazali e Divino (2010) e Mendonça *et al.* (2012).

estipula uma meta para tal índice, que deve ser seguida pelo Banco Central. Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) citam o IPCA como a *proxy* padrão da inflação, para trabalhos que estimam a curva de Phillips brasileira para períodos após a instituição do Regime de Metas de Inflação.

Outra diferença da curva de oferta agregada utilizada neste trabalho em relação à do Banco Central, é a presença da taxa de câmbio, sendo que, para compatibilizar a inserção desta variável, foi utilizado o índice de preço de commodities em dólares. Optou-se pela introdução da taxa de câmbio no modelo já que alguns estudos, como o de Ono (2014), apontam para a interação entre câmbio e preços das commodities, de sorte que, por exemplo, o câmbio pode suavizar os impactos que os choques de oferta trazem para a inflação.

Mais um diferencial é a presença da variável “produtividade do trabalho” que entra na equação para representar o lado do custo das firmas. Assim, dadas as demais variáveis, um aumento na produtividade tenderia a deslocar para baixo a curva de Phillips, ou seja, ajudaria a reduzir a inflação para dado nível de hiato do produto. Além disso, também foi inserido na equação um índice de preços dos hortifrutícolas, de modo a possibilitar a captação da influência direta destes preços sobre o IPCA, que é de interesse central para o presente trabalho.

3.2. Dados utilizados

A Tabela 1 apresenta uma descrição completa de todas as variáveis que compõem a curva de Phillips proposta por este estudo:

Tabela 1. Descrição das variáveis utilizadas na curva de Phillips

Variáveis	Repres.	Descrição
IPCA	###	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Foram utilizados os valores acumulados divulgados pelo IBGE. Fonte: Ipeadata.
CRB	crb	Índice <i>Commodity Research Bureau</i> (CRB) <i>spot</i> em dólares. Fonte: Thomson Reuters.
Câmbio	e	Taxa de câmbio – Livre – Dólar americano (venda) – Média de período – mensal – u.m.c./US\$. Série nº: 3698. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.
Expectativa da inflação	$E\pi$	Expectativa no período presente para o IPCA em t+1. Obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa <i>focus</i> para cada mês. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
Hiato do produto	h	Para o cálculo do hiato, 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. E o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick – Prescott**.
Produtividade do trabalho	prodtrab	Para o cálculo da produtividade do trabalho foi usado o mesmo PIB real utilizado no cálculo do hiato e a média das horas efetivamente trabalhadas por semana, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência – Todos os trabalhos divulgados pelo IBGE, Pesquisa Mensal de Emprego – PME (IBGE)** Fórmula utilizada: Prodtrab = PIB/horas trab.
Índice de preço dos hortifrutícolas	hfruti	Para o cálculo deste índice foram utilizadas as séries de preços nominais em R\$/Kg coletados no atacado de São Paulo (Ceagesp)**** dos seguintes produtos: tomate, batata, banana, cebola, mamão, uva, laranja. O peso dado a cada série foi o mesmo adotado na elaboração do IPCA. O índice calculado foi um índice de Laspeyres. Fonte das séries: Cepea.

*O hiato do produto também foi calculado com a produção industrial dessazonalizada (calculada pelo IBGE) e com a Utilização da Capacidade Instalada (calculada pela Confederação Nacional da Indústria), porém a série que apresentou um melhor ajuste no modelo proposto foi a obtida com o uso do PIB mensal calculado pelo Banco Central do Brasil, por isso a mesma foi escolhida para integrar a análise.

**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 “ λ ”, pode variar, e 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 14.400, já que este é o valor padrão sugerido na literatura para séries mensais, como é o caso da série utilizada aqui (HODRICK e PRESCOTT, 1997). É importante notar que um aumento nessa variável corresponde a um aquecimento da economia, ou seja, o índice se torna maior, quanto mais o produto observado aumentar em relação ao produto potencial.

***Vale ressaltar que a variável “horas trabalhadas”, que é calculada para seis regiões metropolitanas do País, foi utilizada sob a hipótese de ser uma *proxy* para as horas trabalhadas da economia brasileira como um todo.

****É importante destacar que os preços dos hortifrutícolas no atacado de São Paulo servem de referência para todo o Brasil.

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.3. Método de estimação empregado

Os primeiros testes realizados foram o ADF-GLS (ELLIOT, ROTHENBERG e STOCK,1996) e o KPSS (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992)¹¹, que verificam a estacionariedade das séries. Estes foram escolhidos pois são versões consideradas mais eficientes do teste inicialmente proposto por Dickey e Fuller (1981). De acordo com Hatanaka (1996), as mudanças implementadas por esses procedimentos visam a corrigir problemas de perda de poder e distorção de tamanho, observados em alguns casos, no teste original.

Após o teste de raiz unitária, 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 dos Erros de Previsão e a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão. Para a realização dos procedimentos estatísticos descritos neste capítulo, foram utilizados os softwares econômétricos GRETL e WinRats.

4. Resultados e discussão

São expostos a seguir os resultados dos testes auxiliares, bem como os resultados da estimação do VEC estrutural.

11. 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.

4.1. Resultados dos testes de raiz unitária: ADF-GLS e KPSS

Todos os testes 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).

Como pode ser verificado na Tabela 2, considerando um nível de significância de 5%, todas as variáveis são não estacionárias em nível, sendo que apenas o índice dos hortifrutícolas apresentou estacionariedade em nível para o teste KPSS que inclui constante e tendência; porém, esta mesma variável se apresentou não estacionária por meio do teste ADF-GLS, também com constante e tendência.

Para corrigir a presença da raiz unitária encontrada pelos testes, foi aplicada a primeira diferença em todas as séries, e então os testes foram repetidos e comprovou-se a correção do problema.

Assim, ficou confirmado que todas as variáveis utilizadas na estimação são I(1), ou seja, integradas de ordem um. Logo, as variáveis que compõem a equação (2), passaram a ser consideradas nas diferenças de primeira ordem, a partir deste ponto do trabalho.

4.2. Resultado do teste de cointegração

A Tabela 3 traz o resultado do teste de cointegração para as variáveis que compõem a curva de Phillips. A escolha do número de defasagens usado no modelo foi feita seguindo o critério de informação de Akaike, que forneceu o número de duas defasagens como o mais adequado. Comparando os valores obtidos no teste, com os valores críticos a 5% de significância, não se pode rejeitar a hipótese da existência de no máximo três vetores, contra a hipótese alternativa de existirem mais de três vetores de cointegração.

Com a constatação da existência de relação de longo prazo, ou seja, cointegração, entre as variáveis do modelo aqui proposto, considerou-se tal relação na estimação pelo método VAR, e desta forma, foram incluídos os termos de correção de

Tabela 2. Resultado dos 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 ^A	Res. ^B	Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B
<i>lπ</i>	Const.	1,58	N.E.	-2,58	E.	2,95	N.E.	0,33	E.
	Const. + Tend.	-1,46	N.E.	-3,75	E.	0,32	N.E.	0,11	E.
<i>lcrb</i>	Const.	0,45	N.E.	-3,02	E.	2,58	N.E.	0,09	E.
	Const. + Tend.	-2,13	N.E.	-3,99	E.	0,22	N.E.	0,03	E.
<i>le</i>	Const.	-1,59	N.E.	-5,00	E.	1,79	N.E.	0,10	E.
	Const. + Tend.	-1,99	N.E.	-5,43	E.	0,49	N.E.	0,09	E.
<i>lEπ</i>	Const.	1,50	N.E.	-2,88	E.	2,97	N.E.	0,36	E.
	Const. + Tend.	-1,19	N.E.	-3,83	E.	0,37	N.E.	0,24	E.
<i>lh</i>	Const.	-1,92	N.E.	-4,16	E.	0,46	N.E.	0,03	E.
	Const. + Tend.	-2,05	N.E.	-6,34	E.	0,23	N.E.	0,02	E.
<i>lprodtrab</i>	Const.	1,09	N.E.	-6,56	E.	3,01	N.E.	0,10	E.
	Const. + Tend.	-0,79	N.E.	-8,75	E.	0,32	N.E.	0,02	E.
<i>lhfruti</i>	Const.	0,81	N.E.	-9,10	E.	2,45	N.E.	0,03	E.
	Const. + Tend.	-2,87	N.E.	-8,14	E.	0,06	E.	0,02	E.

^A 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)).

^B Resultados: N.E = não estacionário e E. = estacionário.

^C 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)).

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

Tabela 3. Resultado do teste de cointegração de Johansen

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	174,59	124,24
$r=1$	$r>1$	111,91	94,15
$r=2$	$r>2$	72,28	68,52
$r=3$	$r>3$	40,79	47,21
$r=4$	$r>4$	19,42	29,68
$r=5$	$r>5$	4,01	15,41
$r=6$	$r>6$	0,04	3,76

* Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992).

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

erro, obtendo, assim, um Modelo Autorregressivo com Correção de Erros (VEC), que no caso deste trabalho será utilizado em sua versão estrutural.

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

É importante ressaltar que, devido às conclusões dos testes de raiz unitária, o modelo foi ajustado com as diferenças dos logaritmos das

variáveis. Desta maneira, os valores dos coeficientes encontrados por meio da estimação proposta, tratam das relações entre as variações dos componentes do modelo¹².

12. Para simplificar a redação e evitar repetições, o termo "variação" será omitido na discussão dos resultados. E como a variação dos índices IPCA, CRB e do índice dos hortifrutícolas, são equivalentes à inflação geral, à inflação das commodities e à inflação dos hortifrutícolas, respectivamente, estes últimos termos podem aparecer no decorrer da argumentação.

O primeiro passo para a estimação foi a definição da matriz de relações contemporâneas, que leva em consideração as relações econômicas existentes entre as variáveis, ponderando as associações bem estabelecidas em modelos teóricos e suas aplicações empíricas, compondo, assim, a parte estrutural do modelo proposto. A matriz foi estabelecida com base na seguinte sequência de variáveis: IPCA, CRB, câmbio, expectativa da inflação, hiato do produto, produtividade do trabalho e índice dos hortifrutícolas.

As restrições impostas fizeram com que o IPCA ficasse contemporaneamente em função da expectativa de inflação e do índice dos hortifrutícolas; o câmbio, em função do índice CRB; a expectativa de inflação, em função do CRB e do hiato do produto; o hiato, em função da produtividade do trabalho; e a produtividade do trabalho, em função do índice CRB. Foi realizado o Teste LR para sobreidentificação, que, com quatorze graus de liberdade e um valor calculado de 23,27, 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 apresenta os coeficientes relacionando as diferenças logarítmicas (indicadas pela letra D) entre os pares de variáveis. Nota-se que os sinais de todos os coeficientes estimados para as relações contemporâneas consideradas estão de acordo com o esperado e que todos – exceto um (relação entre o CRB e a expectativa) – são significativos pelo menos a 10%¹³.

13. Os resultados que mais interessam para este estudo, de acordo com o objetivo proposto, são aqueles que captam as relações dinâmicas de interdependência entre as variáveis do modelo, logo os resultados da estimação de Mínimos Quadrados dos vetores autorregressivos com correção de erros não serão apresentados, mas é interessante expor os valores dos testes diagnósticos usuais obtidos com tal estimação, já que estes indicam que o modelo está bem especificado: R- quadrado: 0,9; R- quadrado ajustado: 0,72; F(17,125): 18,81; Nível de signif. do teste F: 0,00; Durbin-Watson: 2,005.

Dentre as relações expostas na Tabela 4, uma das que mais interessa para o objetivo deste trabalho é a que existe entre o índice de preço dos hortifrutícolas e o IPCA: o coeficiente desta relação é positivo e significativo, como era esperado, apesar de pequeno: um aumento de 1% no índice dos hortifrutícolas provoca um aumento contemporâneo de 0,006% no IPCA.

No que tange aos outros coeficientes estimados, é importante ressaltar a forte correlação entre a expectativa de inflação e o IPCA, de modo que um aumento de 1% na primeira variável contribui para um aumento contemporâneo de 0,39% no IPCA. Destaca-se também a relação positiva entre o CRB, que também representa um choque de oferta, e a expectativa de inflação, que indica que indiretamente o IPCA é influenciado pelos choques trazidos pelos preços das commodities. Outro efeito relevante é o do índice CRB sobre o câmbio, indicando que, contemporaneamente, um aumento de 1% nos preços das commodities é compensado por uma valorização cambial de pouco mais da metade desse valor.

Estes coeficientes estimados dizem respeito apenas ao comportamento contemporâneo das variáveis, sem considerar as suas interações dinâmicas ao longo do tempo. Esse aspecto é examinado a seguir.

4.3.2. Resultados da decomposição da variância do erro de previsão

Na Tabela 5 está exposta a decomposição da variância do erro de previsão do IPCA¹⁴. É possível depreender que grande parte das variações deste índice é explicada por ele mesmo, principalmente nos primeiros períodos. Este resultado pode ser atribuído à inércia inflacionária – indexação – que ainda persiste de forma importante na economia brasileira. Porém, com o passar do tempo, a expectativa da inflação e o índice de

14. Nesta subseção será apresentada apenas a decomposição da variância do IPCA, que é central para a discussão do tema proposto pelo trabalho. Outros resultados encontram-se em Carrara (2016), tese de doutorado da primeira autora.

Tabela 4. Resultado da matriz de relação contemporânea

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio padrão	Estatística <i>t</i> *
<i>De</i>	<i>Sobre</i>			
DI $E\pi$	DI π	0,394	0,165	2,382
Dlhfruti	DI π	0,006	0,002	3,405
Dlcrb	Dle	-0,532	0,087	-6,096
Dlcrb	DI $E\pi$	0,003	0,003	1,077
Dlh	DI $E\pi$	0,011	0,003	3,608
Dlprodtrab	Dlh	1,009	0,017	60,193
Dlcrb	Dlprodtrab	-0,284	0,076	-3,732

* 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).

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

Tabela 5. Decomposição da variância do erro de previsão do IPCA*

Períodos	Desvio padrão	DI π	Dlcrb	Dle	DI $E\pi$	Dlh	Dlprodtrab	Dlhfruti
1	0,002	88,973	0,000	0,000	3,357	0,013	0,307	7,350
2	0,003	70,590	1,155	5,162	16,326	0,020	0,216	6,532
3	0,003	66,366	2,335	4,591	17,273	0,126	1,694	7,615
4	0,003	62,746	3,414	4,339	16,933	0,113	3,828	8,627
5	0,003	59,562	4,939	4,067	16,120	0,111	5,665	9,537
6	0,004	57,499	5,941	3,879	15,363	0,108	6,755	10,456
7	0,004	56,569	6,248	3,763	14,910	0,116	7,030	11,364
8	0,004	56,295	6,210	3,682	14,660	0,131	6,944	12,078
9	0,004	56,220	6,114	3,652	14,506	0,153	6,847	12,508
24	0,004	55,624	6,348	3,755	14,316	0,204	7,190	12,563

* A decomposição foi calculada para 24 períodos (meses), mas será exposta de maneira resumida, de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

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

preço dos hortifrutícolas vão ganhando importância na explicação do IPCA, tanto que, no último período analisado, 14,31% das variações deste índice de preço são explicadas pela expectativa da inflação e 12,56%, pelos preços dos hortifrutícolas, sendo ainda a maior parte da variação do IPCA explicada pelo próprio índice (55,62%).

Vale ressaltar que, entre as duas variáveis que representam os choques de oferta, diga-se o CRB e o índice dos hortifrutícolas, este último tem um maior poder de explicação da variação do IPCA, o que já pode ser um indício da influência dos alimentos, que integram o grupo dos hortifrutícolas, na inflação do País. Desta forma, com base na importância de cada variável na explicação das movimentações do IPCA é que serão apresenta-

das as funções impulso resposta na próxima subseção, de modo a destacar aquelas que têm maior peso para tal índice de preço.

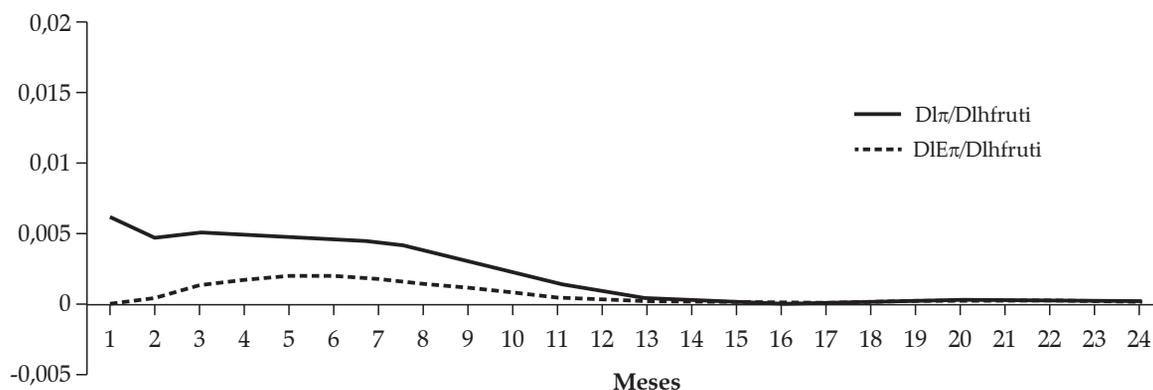
4.3.3. Resultado das funções impulso resposta

Nesta seção, serão apresentadas as respostas do IPCA aos choques exógenos e individuais das variáveis que, de acordo com a decomposição da variância exposta acima, são mais importantes para este índice de preço¹⁵.

Através da Figura 4, é possível observar o efeito provocado pelo aumento de 1% no preço

15. Nesta subseção serão apresentadas apenas as funções impulso resposta que são centrais para a discussão do tema proposto pelo trabalho. Outros resultados encontram-se em Carrara (2016).

Figura 4. Função impulso resposta: Resposta do IPCA e da expectativa de inflação a um choque no índice de preços dos hortifrutícolas



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

dos hortifrutícolas sobre o IPCA e sobre a expectativa de inflação: o IPCA responde de maneira mais imediata, apresentando logo no primeiro período um aumento de 0,006%, que com o passar do tempo vai se dissipando até praticamente desaparecer a partir do 12º período, quando, então, terá acumulado aumento de 0,046%. Já a expectativa de inflação responde mais lentamente a tal choque, sendo que o ápice de sua resposta só é alcançado no sexto período, e a partir deste, a influência do aumento no preço dos hortifrutícolas vai diminuindo, até praticamente se anular, também após o 12º período, acumulando um aumento de 0,013%.

Constata-se, assim, que as variações nos preços dos produtos hortifrutícolas têm efeito (elasticidade) bem menor do que em geral se imagina. O que provoca a repercussão que se observa frequentemente é o fato de as mudanças de preços desse grupo de produtos serem bem maiores do que os dos demais bens e serviços. Assim, um aumento de 50% no preço dos hortifrutícolas – não raramente observado – levaria a um aumento de 0,3% no IPCA que persistiria por vários meses. Esse choque provocaria uma elevação na taxa de inflação que estivesse em 5% para 5,3%. Comparando com o preço das commodities, esse mesmo efeito resultaria de um aumento de 18,75% no índice CRB, cujos efeitos sobre a infla-

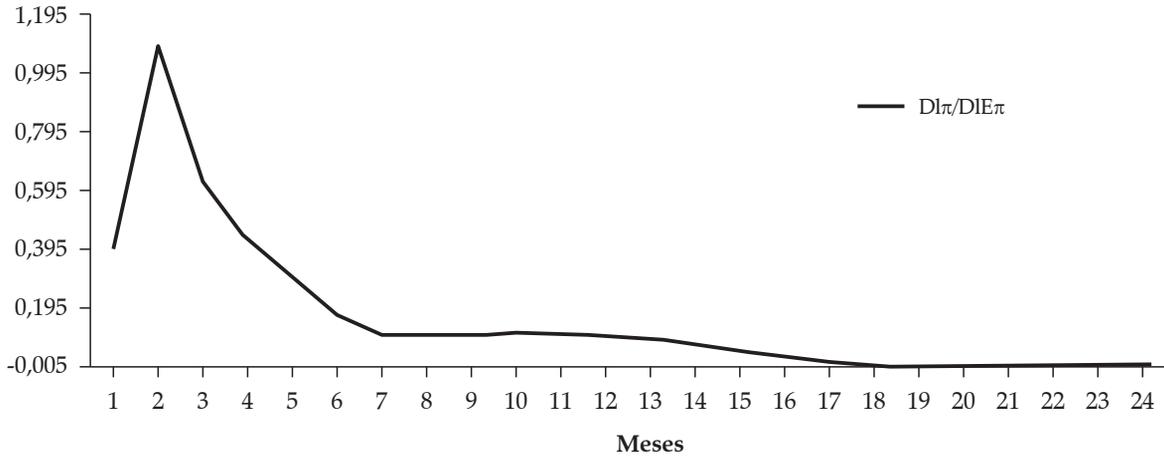
ção são mostrados na Figura 6. Essa questão ficará mais clara no contexto da análise da decomposição histórica do erro de previsão do IPCA, a ser apresentada a seguir.

A relevância do impacto de um choque nas expectativas de inflação sobre o IPCA é indicada na Figura 5¹⁶, que mostra que o efeito das variações nas expectativas é transmitido proporcionalmente ao IPCA num par de meses, o que sugere que as variações sofridas pelas expectativas de inflação, entre as quais pode-se incluir aquelas provocadas pelos preços dos hortifrutícolas, que foram mostradas na Figura 4, são repassadas para o IPCA em uma proporção de um para um. Desta maneira, tem-se que a influência de um choque nos preços dos produtos hortifrutícolas ocorre de maneira direta e indireta (por meio das expectativas de inflação) sobre o índice de preço que mede a inflação brasileira.

Neste ponto é interessante fazer uma comparação entre os efeitos de um choque positivo nos preços dos hortifrutícolas, apresentados pela Figura 4, e os efeitos de um choque positivo no índice de preço das commodities, representado neste trabalho pelo CRB. A Figura 6 apresenta

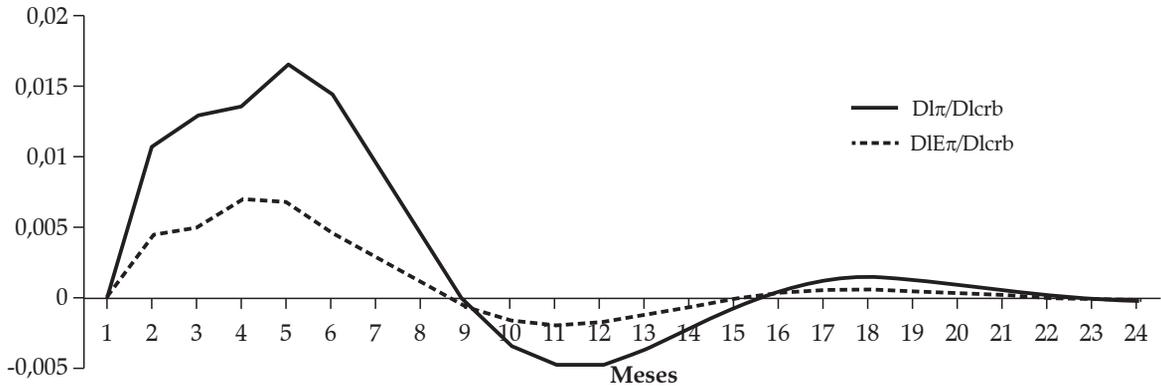
16. Mais uma vez, é importante destacar que neste trabalho a relação entre a inflação e a sua expectativa futura é feita considerando o arcabouço teórico da curva de Phillips Novo – Keynesiana.

Figura 5. Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na expectativa da inflação



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

Figura 6. Função impulso resposta: Resposta do IPCA e da expectativa da inflação a um choque no índice de preços das commodities



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

a resposta do IPCA e da expectativa de inflação a um choque positivo no CRB, percebe-se que o IPCA, diferente de quando acontece um choque no preço dos hortifrutícolas, não responde imediatamente a um choque no CRB, a resposta acontece lentamente e chega no seu ponto máximo no quinto período, quando um aumento de 1% no CRB provoca um aumento de 0,016% no IPCA, sendo que no acumulado de 12 meses o IPCA apresenta elevação de 0,068%, um pouco maior do que o efeito acumulado de um choque no preço dos hortifrutícolas sobre a mesma variável.

Já a expectativa de inflação tem uma resposta mais modesta ao CRB, que também não é imediata, uma vez que atinge seu ponto máximo no quarto período, em que um aumento de 1% no CRB eleva a expectativa da inflação em 0,0070%, que no final de 12 períodos apresenta ascensão acumulada de 0,025%. Ambos efeitos decaem até o nono período, sendo que, após este, ocorre uma oscilação tanto do IPCA quanto da expectativa da inflação. Resultados semelhantes aos deste trabalho podem ser encontrados em Schettini *et al.* (2012).

Logo, pode-se dizer que o choque dos preços dos hortifrutícolas perdura um pouco mais do que o choque dos preços das commodities; porém, considerando que ambos os preços sofram um choque de inicial de mesma magnitude, o efeito acumulado provocado pelo CRB proporciona um aumento um pouco maior tanto no IPCA quanto na expectativa da inflação. Esse aspecto poderia sugerir que as autoridades monetárias dessem mais atenção às variações dos preços das commodities (medidas pelo índice CRB), principalmente no que diz respeito a seus efeitos indiretos. Entretanto, essa observação não se sustenta quando se considera a amplitude bem maior dos choques de preço dos hortifrutícolas.

Os resultados apresentados até aqui mostram a influência dos choques de oferta, tanto daqueles provenientes dos produtos hortifrutícolas, quanto das commodities, sobre o IPCA. Como foi verificado, os efeitos não desprezíveis de tais choques perduram por um período de tempo considerável.

4.3.4. *Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA*

Através da decomposição histórica da variância dos erros de previsão, considera-se que, dentro do período avaliado, cada variável pode apresentar um comportamento diferente do previsto, e então, não apenas desviar de sua trajetória antecipada, como também desviar as outras variáveis do modelo de suas respectivas previsões. Desta forma, nesta subseção pretende-se avaliar o que foi relevante para que o comportamento observado do IPCA divergisse do comportamento previsto.

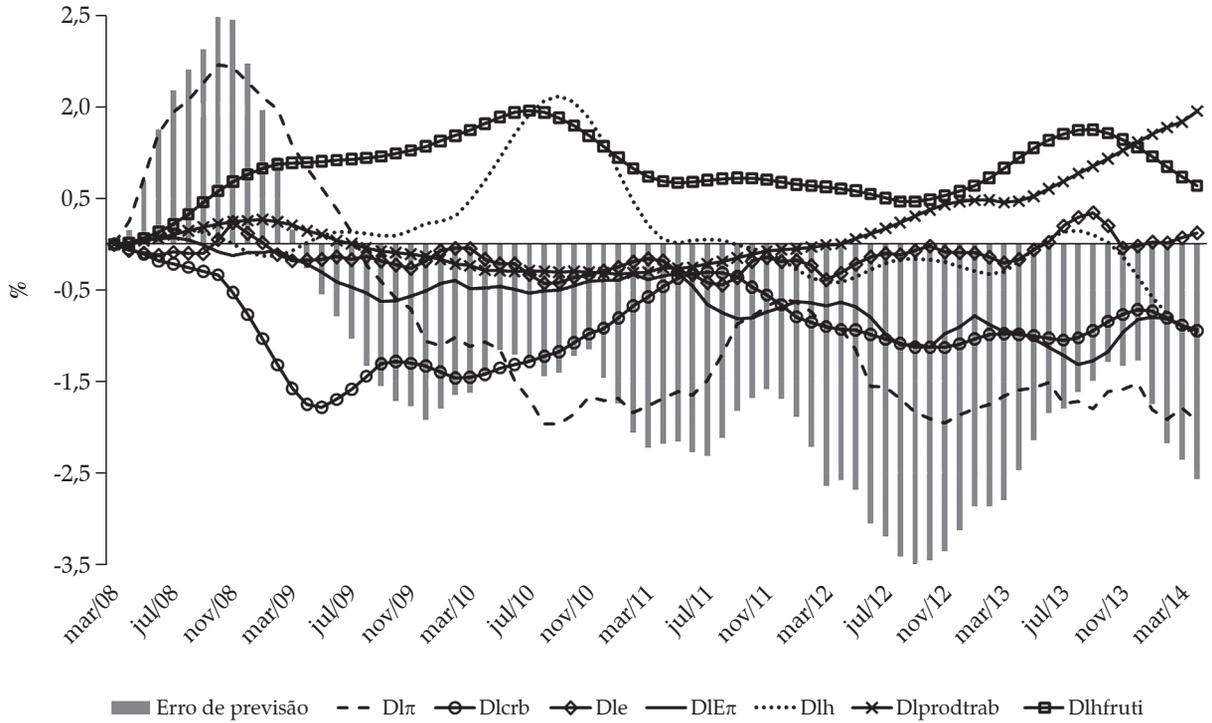
A decomposição histórica foi calculada para o período que vai de março de 2008 a abril de 2014, confrontando previsões feitas com base nas informações disponíveis anteriormente a 2008 aos valores efetivamente observados. Este período foi escolhido, pois de acordo com a Figura 1, é a partir de 2008 que o grupo alimentação e bebidas, grupo este em que os hortifrutícolas estão inseridos, acentua sua participação no IPCA.

Por meio da Figura 7 é possível verificar que, entre março de 2008 e março de 2009, o erro de previsão do IPCA foi positivo, ou seja, seus valores observados ficaram acima dos valores previstos pelo modelo. Já entre março de 2009 e o final do período analisado, o erro de previsão do IPCA foi negativo, o que significa que os valores observados do IPCA ficaram abaixo dos valores previstos, com base nas informações disponíveis anteriormente a 2008.

Os resultados sugerem que a maior parte das oscilações não antecipadas do IPCA no período posterior a 2008, tanto na fase de erros positivos como na de erros negativos, se deveu a mudanças inesperadas ocorridas no próprio IPCA. Quanto ao preço dos hortifrutícolas é evidente sua influência no sentido de elevar o IPCA durante todo o intervalo de tempo considerado, ou seja, este tendeu a ficar acima do previsto com base nas informações anteriores a 2008. É interessante observar que, durante quase todo o período, o efeito do preço das commodities teve sentido contrário ao dos hortifrutícolas: o primeiro forçando o IPCA para baixo enquanto o segundo agia no sentido de aumentá-lo. O efeito negativo do preço das commodities é mais acentuado no contexto da crise financeira mundial (2008/09), que interrompeu a tendência de alta que se observava e, posteriormente após 2011, quando o *boom* das commodities parece ter terminado. A inesperada recuperação da economia brasileira em 2010, via aumento do hiato, também agiu no sentido de elevar o IPCA nessa ocasião. Nota-se ainda o efeito de aumento desse indicador por força da queda de produtividade após 2011.

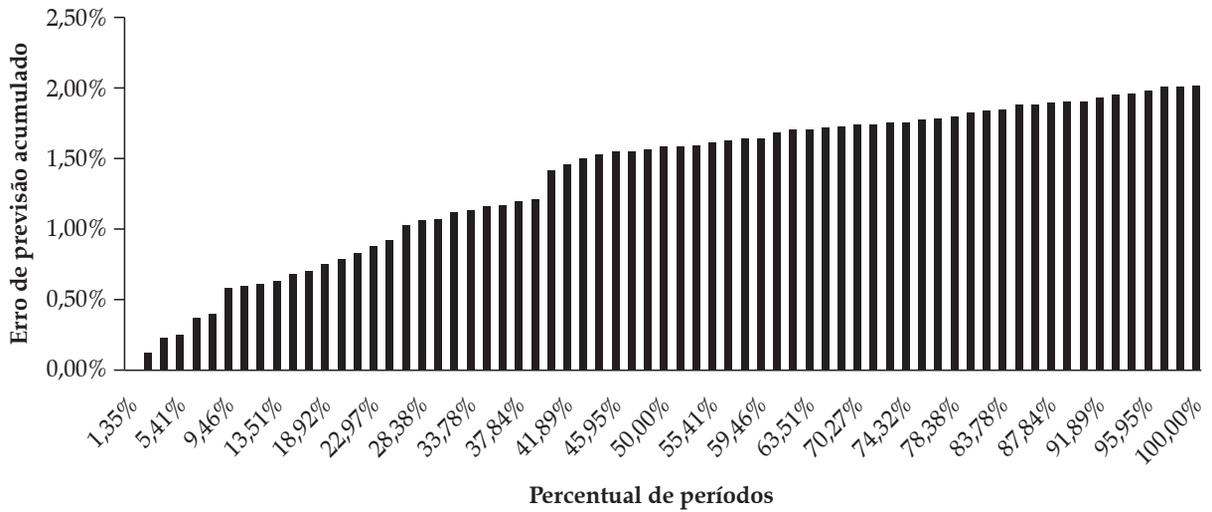
Ainda dentro do escopo da decomposição histórica é possível avaliar a performance da curva de Phillips, proposta por este estudo, na explicação das variações do IPCA, considerando o período de março de 2008 a abril de 2014. A Figura 8 traz a distribuição acumulada dos erros de previsão, sendo possível verificar por meio desta, que as variáveis explicativas do modelo, diga-se, o índice CRB, o câmbio, a expectativa presente de inflação para o próximo mês, o hiato do produto, a produtividade do trabalho e o índice de preço dos hortifrutícolas, explicam pouco mais de 98%

Figura 7. Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA



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

Figura 8. Distribuição acumulada dos erros de previsão do IPCA



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

das movimentações não previstas do IPCA em 95,5% dos intervalos de tempo considerados.

Antes de finalizar esta seção, faz-se conveniente tratar rapidamente de duas composições alternativas para o modelo apresentado por este estudo, com vistas a examinar sua robustez e possíveis opções à sua formulação.

A primeira diz respeito à utilização do IPCA para preços livres no lugar do IPCA cheio, de modo a verificar se o modelo com esse foco possui também um poder explicativo satisfatório. Os principais resultados obtidos com tal arranjo se mostraram bem parecidos aos do modelo original. Os coeficientes da matriz de relação contemporânea ficaram muito próximos ao do modelo com o IPCA cheio, seus sinais permaneceram significativos e condizentes com o esperado. Na decomposição da variância do erro do IPCA livre, a produtividade do trabalho ganhou um pouco mais de importância, explicando, em média, 19,33% da variância, sendo que sua participação na movimentação do IPCA cheio atingiu uma média de 6,09%. O índice dos hortifrutícolas passou a explicar um pouco menos as movimentações do IPCA livre (passou de uma média de 11,45% no modelo original, para 8,26%), já o índice CRB elevou sua importância, passando de uma média de 5,45% para 13,01%. Por fim, as funções impulso resposta, obtidas com a troca de variáveis, se mostraram semelhantes às apresentadas inicialmente.

Na segunda composição alternativa, foi retirada a produtividade do trabalho do modelo originalmente proposto, com o objetivo de examinar sua importância para o mesmo. Verificou-se que, na matriz de relação contemporânea, o único coeficiente estimado que apresentou sinal inverso ao esperado, foi o correspondente à relação do índice CRB sobre a expectativa, porém este se mostrou não significativo. Na decomposição da variância do erro do IPCA, a expectativa de inflação ganhou mais importância na explicação das movimentações deste índice, passando de uma média de 14,34% para 26,16%. O índice CRB permaneceu com praticamente o mesmo nível de influência e o índice dos hortifrutícolas perdeu

consideravelmente participação nas variações do IPCA, passando de uma média de 11,45% para apenas 4,33%. Quanto às funções impulso resposta, as reações do IPCA e da expectativa de inflação a um choque positivo no índice CRB, foram negativas, aparentemente captando a prevalência da interação negativa entre esse índice e o câmbio.

Ademais, é importante pontuar que tais modelos alternativos, apesar das modificações, se mantiveram adequados para explicar as variações do IPCA, já que através das distribuições acumuladas dos erros de previsão, observou-se que o modelo com o IPCA para preços livres explica pelo menos 97% das movimentações de tal índice em 100% dos períodos analisados e o modelo sem a produtividade do trabalho explica 96% das mudanças do IPCA também em 100% dos períodos verificados.

5. Conclusão

Neste estudo, buscou-se examinar a influência que os choques de oferta, provocados pela variação dos preços dos hortifrutícolas, exercem na inflação brasileira. Para isso foi estimada uma função de oferta agregada, baseada na estrutura da Curva de Phillips Novo-Keynesiana, que é parte integrante dos modelos semiestruturais de pequeno porte utilizados pelo Banco Central na avaliação das perspectivas de inflação. O procedimento econométrico utilizado foi o de autorregressão vetorial com correção de erros em sua versão estrutural.

Por meio da estimação econométrica foi verificada a já esperada relação positiva entre os preços dos hortifrutis e o IPCA. A função de impulso resposta revelou que um choque positivo nos preços dos hortifrutícolas eleva o IPCA e também a expectativa de inflação. O efeito resultante, apesar de pequeno, perdura por volta de doze meses. Na prática, porém, esse efeito tende a ser bastante relevante em decorrência da alta variabilidade dos preços dos hortifrutícolas. Os resultados da decomposição da variância indicaram

que os preços dos hortifrutis explicam, em média, 11,45% da variação do IPCA. Convém salientar que os hortifrutícolas mostraram-se mais importantes na explicação da variação da inflação do que as commodities, a taxa de câmbio, o hiato e a produtividade do trabalho.

Pela decomposição histórica da variância pôde-se observar que os preços dos hortifrutícolas mostraram tendência sistemática e importante de elevação do IPCA. Logo, é possível concluir que há fortes indícios de que tais preços, junto ao valor das commodities, podem influenciar de forma relevante a inflação brasileira. As evidências sugerem também que esses dois preços apresentam padrões diferentes de efeitos sobre o IPCA e, por isso, devem ser considerados separadamente pelo Banco Central, com o objetivo de conter seus efeitos inflacionários diretos e indiretos (via difusão a outros setores).

6. Referências

- AREOSA, W. D. e MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.
- ARRUDA, E. F., FERREIRA, R. T. e CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 65, n. 3. p. 237-252. 2011.
- BACCHI, M. R. P. Formação de preços no setor sucroalcooleiro da região centro-sul do Brasil: relação com o mercado de combustível fóssil. *XXXIII Encontro Nacional de Economia*. Natal, 6 a 9 de dezembro de 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. *Relatório de Inflação*, v. 3, n. 2, p. 1-178, Brasília, jun. 2001.
- _____. *Relatório de Inflação*, v. 12, n. 3, p. 1-139, Brasília, set. 2010.
- _____. *Relatório de Inflação*, v. 13, n. 1, p. 1-147, Brasília, mar. 2011.
- _____. *Relatório de Inflação*, v. 15, n. 1, p. 1-140, Brasília, mar. 2013.
- _____. *Relatório de Inflação*, v. 16, n. 2, p. 1-100, Brasília, jun. 2014.
- _____. *Sistema gerenciador de séries temporais*, 2015.
- _____. *Histórico de metas*, 2016.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS) Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries. *Monetary and Economic Department – BIS papers*, n. 8, p. 1-272, nov. 2001.
- BLANCHARD, O. e GALI, J. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, n. 1, v. 39, p. 35-65. 2007.
- BLINDER, A. S. e RUDD, J. B. The supply-shock explanation of the great stagflation revisited. *National Bureau of economic research Working Papers Series*, n. 14563, p. 1-78, dez. 2008.
- BOGDANSKI, J., TOMBINI, A. A. e WERLANG, S.R.C. Implementing inflation targeting in Brazil. *Working paper series*, n. 1, p. 1-29, jul. 2000.
- _____. *et al.* 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, nov. 2001.
- CARRARA, A. F. *Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014*. 2016. 175 p. Tese de Doutorado (Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz". Piracicaba, São Paulo, 2016.
- CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, 2015.
- 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. e 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. e 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*, 2. ed, 2004.
- GARCIA, M. G. P. Juros, commodities e preços administrados. *Valor Econômico*, Rio de Janeiro, 19 mar. 2004.
- GOODFRIEND, M. e KING, R. G. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *The Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper Series*, 98-5, 1997.

- HATANAKA, M. *Time series based econometrics: unit roots and co-integrations*. New York: Oxford University Press, 1996. 306p.
- HODRICK, R. e PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 9, n. 1, p. 1-16, 1997.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia Estatística, 2014.
- _____. *Banco de Dados Agregados*. Sistema IBGE de Recuperação automática-Sidra, 2015.
- IPEADATA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2015.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, North-Holland, 1988.
- KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, North-Holland, v. 54, p. 159-178, 1992.
- LIMA, E. J. A., ARAUJO, F. e 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. e KIM, I. M. *Units Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: MacGraw – Hill, 1998. 505 p.
- MALLICK, S. K. e 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.
- MAZALI, A. A. e DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the New Phillips curve: the Brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 64, n. 3, p. 291-306, 2010.
- MENDONÇA, M. J. C., SACHSIDA, A. e MEDRANO, L. A. T. Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 16, n. 3, p. 475-500, 2012.
- MODENESI, A. M. e FERRARI FILHO, F. Choque de oferta, indexação e política monetária: breves considerações sobre a aceleração inflacionária recente. *Economia & tecnologia*, Curitiba, v. 7, n. 3, p.1-9, jul./set. 2011.
- 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.
- _____. Commodities prices volatility, expected inflation and GDP levels: an application for a net-exporting economy. In: International Conference on Applied Economics (ICOAE) 2014. Grécia. *Anais eletronicos...* Grécia: ICOAE, 2014.
- OLIVEIRA, L. e FEIJÓ, F. T. Curva de Phillips com mudança de regime markoviano: Uma análise da economia brasileira para o período 1995-2014. XLIII Encontro Nacional de Economia, Florianópolis, 8 a 11 de dezembro de 2015.
- ONO, G. S. *Análise do impacto dos preços das commodities sobre a inflação no Brasil*. 2014. 46 p. (Dissertação em Economia). Fundação Getúlio Vargas. Escola de Economia de São Paulo. São Paulo. 2014.
- 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*, v. 54, n. 3, p. 461-472, ago. 1992.
- ROSEGREN, E. S. A look inside a key economic debate: how should monetary policy respond to price increases driven by supply shocks? *Federal Reserve Bank of Boston*, 2011.
- SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: Uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 521-531, 2013.
- _____, RIBEIRO, M. e SANTOS, C. H. A curva de Phillips e a experiência brasileira. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA*. Texto para discussão n. 1429, Brasília, out. 2009.
- SCHETTINI, B. P., GOUVEA, R. R. e SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: estimativas VAR para a economia brasileira. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA*. Texto para discussão n. 1694, Rio de Janeiro, jan. 2012.
- SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 1, p. 137-155, 2006.
- SHAPIRO, M. D. Supply shocks in macroeconomics. *National Bureau of economic research Working Papers Series*, n. 2146, Cambridge, 1987.
- THOMSON REUTERS. 2015. Disponível em: <<http://thomsonreuters.com/en.html>>.