

A influência do preço das hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips¹

The influence of the price of horticultural products on IPCA: an analysis through the Phillips curve

Aniela Fagundes Carrara²
Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros³

Grupo de Pesquisa 1: Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

Os choques de oferta têm sido rotineiramente relacionados ao comportamento da inflação. Esses choques têm sido em geral medidos por variações nos preços das *commodities* (minérios, petróleo, produtos agropecuários, etc.). O objetivo deste trabalho é examinar a influência que os choques de oferta, com destaque para os resultantes de mudanças nos preços das hortifrutícolas (perecíveis de ciclo relativamente curto), exercem na inflação brasileira. 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, nos moldes da que faz parte do modelo semi estrutural de pequeno porte utilizado pelo Banco Central e o método de estimação empregado foi o de Auto-regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) na sua versão estrutural. Os resultados demonstram que há indícios de que os preços das hortifrutícolas podem estar contribuindo para a manutenção da inflação em níveis acima da meta, já que estes preços têm uma participação considerável na variação do IPCA e na variação das expectativas de inflação e seus choques provocam efeitos que perduram por vários meses na trajetória destas duas variáveis.

Palavras-chave: 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 that the supply shocks with focus

¹ Os autores agradecem a pesquisadora do CEPEA Larissa Gui Pagliuca pelos dados fornecidos e pelos esclarecimentos a respeito dos mercados das hortifrutícolas. Entretanto, eventuais erros e omissões são de responsabilidade exclusiva dos autores.

² Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - ESALQ/USP. E-mail: anielacarrara@usp.br.

³ Coordenador Científico do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada- CEPEA/USP e Professor Titular do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo – ESALQ/USP. E-mail: gsbarro@usp.br.

on those caused by changes in prices of horticultural products (perishable with short cycles) exerts in the Brazilian inflation. These process have frequently associated with important variations on the IPCA index. Aimed to reaching this objective, a Phillips curve was constructed in the molds of that part of the semi structural model of small used by the Central Bank and the estimation method used was Auto-regression with Vector Error Correction (VEC) in its structural version. The results show that there is evidence that the prices of horticultural products may be contributing to the maintenance of inflation at levels above the target, since it these prices have a considerable participation in the IPCA and inflation expectations variation 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.

1. Introdução

Desde 2010, tem-se notado uma certa dificuldade em manter a inflação em taxas próximas ao objetivo estabelecido pelo regime de Metas; a inflação anual tem ficado próxima ao limite superior estipulado, de acordo com o histórico de metas para a inflação no Brasil, divulgado pelo Banco Central⁴. Tal dificuldade vem provocando discussões e originando estudos que tentam encontrar suas possíveis causas. Na literatura internacional pode-se citar autores como Ciner (2011), Moreira (2012), Mallick e Sousa (2013), dentre outros, que 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 aponta que a variação dos níveis de preços, que a maioria das economias apresenta no decorrer do tempo, é pelo menos em parte, devido à choques de oferta.

Os choques de oferta podem ser 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 humana, pesando no orçamento principalmente para as famílias de baixa renda. No que tange à economia brasileira, além dos choques de oferta provocados pelos preços das *commodities*, com forte influência dos mercados externos⁵, diversas foram as vezes em que os alimentos, principalmente aqueles que integram o grupo das hortifrutícolas, foram 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.

Logo, dada a dificuldade que a economia brasileira tem encontrado em controlar a inflação nos anos recentes, e os “candidatos” apontados acima como causadores de tal elevação no nível de preços, o objetivo deste trabalho é analisar a influência que os choques de oferta, incluindo dos ligados às chamadas *commodities*, aqueles gerados pelos produtos do grupo das hortifrutícolas, tem sobre a inflação brasileira. Para tanto será estimada uma curva de oferta agregada, também conhecida como curva de Phillips, por meio de Vetores Auto-

⁴ <http://www.bcb.gov.br/pec/metastabelametaseresultados.pdf>.

⁵ Refere-se a *commodities* como aqueles produtos passíveis de estrita padronização, podendo, em muitos casos, ser negociados em bolsa de mercadorias e futuros.

Regressivos com Correção de Erro (VEC) na sua versão estrutural, modo a obter resultados que captam os efeitos dinâmicos da variável de interesse sobre a inflação.

Este estudo 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 e a 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 expeditas as principais conclusões obtidas com o trabalho.

2. Os choques de oferta e a economia brasileira

Nesta seção será mostrado brevemente como os choques de oferta, em especial aqueles originados pelos preços das hortifrutícolas se dão dentro da economia brasileira e como as autoridades monetárias lidam com estes, com base nos instrumentos de política monetária que possuem, visando à manutenção do controle da inflação. O foco aqui é 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 e das hortifrutícolas na inflação brasileira

Segundo o relatório de inflação do Banco Central de março de 2013 e de acordo com os modelos de projeção também do Banco Central, a inflação brasileira pode ser decomposta 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.

Devido aos objetivos propostos por este estudo e às evidências destacadas por vários autores como Balbino, Colla e Teles (2010), Moreira (2012), Moreira (2014) dentre outros, a respeito da influência dos choques de oferta na inflação, estes serão estudados nesta seção em detrimento dos outros componentes da inflação listados acima, com vistas a proporcionar um melhor entendimento a respeito da influência que eles podem exercer na inflação de um país.

Choques de oferta podem ser classificados como surpresas que influenciam diretamente as condições de produção, como por exemplo, variações na safra agrícola, na produção de energia, na produtividade das empresas ou nos termos de troca, entre outros. Tais choques podem ser positivos como melhoramentos tecnológicos ou negativos como desastres 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, 2011a e SHAPIRO, 1987).

Segundo Blinder e Rudd (2008) os choques de oferta podem afetar diretamente tanto os preços quanto as quantidades dos fatores de produção. Ainda segundo estes autores, com o impacto de um choque de oferta, os níveis de preço e de produto real se movem em direções opostas.

No que tange especificamente aos choques de oferta provocados pelos preços dos alimentos, 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 a nível anterior. Mas, por outro lado, se as expectativas de inflação se elevarem como uma resposta ao choque de oferta, os preços e salários da economia serão pressionados a aumentar com o decorrer do tempo, e, se isso ocorrer, o choque de oferta irá se espalhar por toda a economia e assim afetará o núcleo da inflação, fazendo com que este atinja patamares mais elevados. Para BIS (2001) os choques nos preços dos alimentos são os determinantes mais comuns da inflação em parte dos países emergentes, mesmo que na maioria destes a política monetária não acomode tais choques.

Ainda de acordo com 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 país. Em países em que os alimentos são um componente significativo no dispêndio das famílias, o impacto de um choque de oferta destes sobre a taxa de inflação e de 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 de maneira diferente em cada país, dependendo de suas características.

No caso específico da economia brasileira, de acordo com IBGE (2014), que toma por base a estrutura de ponderação a partir da pesquisa de orçamentos familiares (POF) 2008-2009, o grupo alimentação e bebidas é o que tem 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 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 as hortifrutícolas, que se encontram distribuídas entre os grupos: i) tubérculos, raízes e legumes; ii) hortaliças e verduras e iii) frutas, possuem um peso relevante.

De acordo com as séries históricas divulgadas pelo IBGE é possível perceber que o grupo especificado acima é o que tem aumentado sua participação efetiva na inflação brasileira em detrimento dos outros, tornando-se assim, com o passar do tempo, o grupo que mais influencia o IPCA. O Gráfico 1 mostra o peso que cada grupo representou para o IPCA mês a mês. É possível perceber que a contribuição do grupo alimentação e bebidas tem crescido ao longo do tempo, chegando a apresentar uma diferença significativa em relação ao grupo dos transportes, que é o segundo que mais pesa no IPCA.

Tratando especificamente das hortifrutícolas, é possível perceber pelo Gráfico 2, que o índice de preço destas varia bastante, seguindo uma tendência de alta que é acompanhada pelo IPCA. Pode-se inferir que estas duas séries possuem uma relação positiva, que o presente trabalho tentará analisar com maiores detalhes.



Gráfico 1- IPCA e grupos de produtos e serviços (peso no mês)

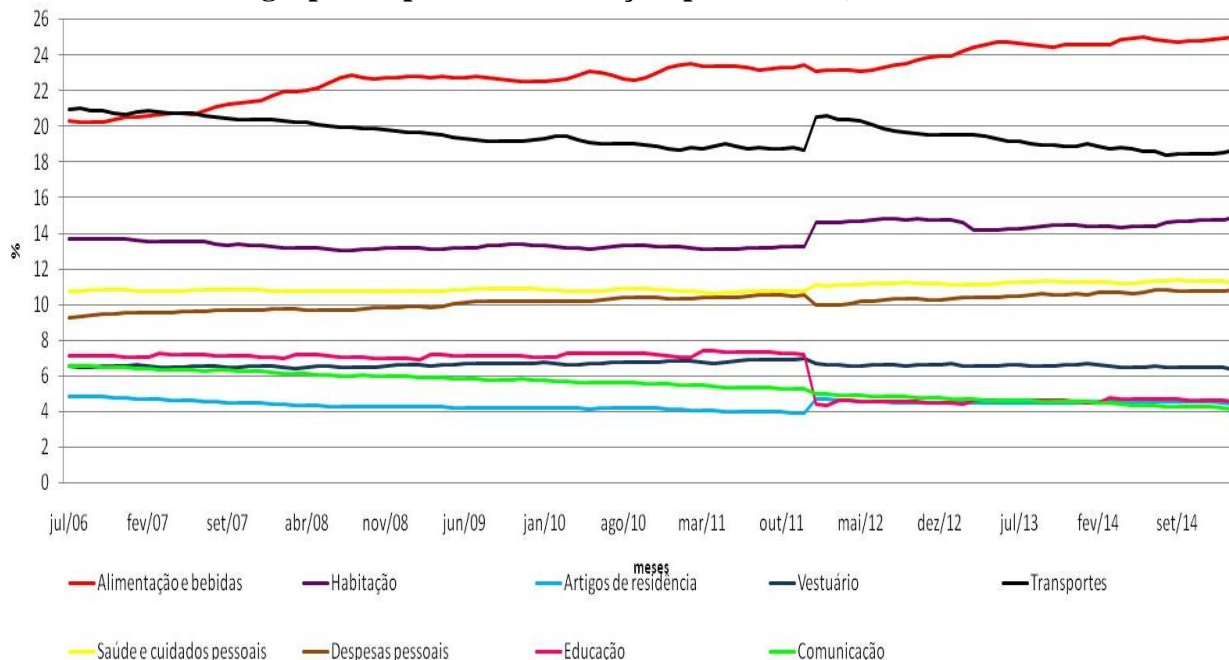
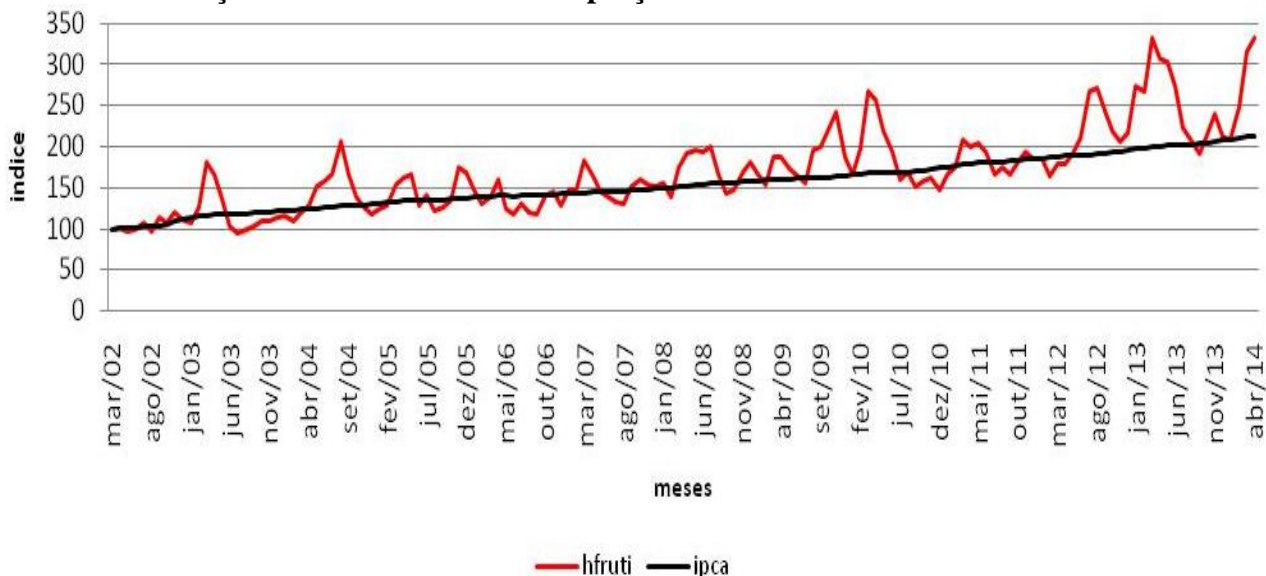


Gráfico 2- Relação entre IPCA e índice de preço das hortifrutícolas⁶



Fonte: IPEADATA e CEPEA

⁶ O índice de preço das hortifrutícolas foi construído com base no preço nominal em R\$/Kg no atacado de São Paulo (Ceagesp), dos seguintes produtos, com seus respectivos pesos: 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). Tais preços foram coletados e fornecidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). Lembrando que os pesos utilizados na construção do índice seguiram a ponderação utilizada pelo IBGE na formulação do IPCA.

2.2 Os choques de oferta e a política monetária brasileira

Dentro da economia brasileira, a estratégia atual de política monetária, 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, p.88): “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”.

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). Esses são atualmente os principais instrumentos usados na avaliação das perspectivas de inflação tanto pelo Banco Central brasileiro, quanto pelos outros 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, relacionando diretamente a inflação de preços com alguma medida do desequilíbrio real, geralmente representada pelo hiato do produto:

$$\pi_t = \alpha_1^b \pi_{t-1} + \alpha_2^b \pi_{t-2} + \alpha_3^b h_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^b \quad (1)$$

Em que: π é o logaritmo da inflação de preços, h é o logaritmo do hiato do produto, p^F é o logaritmo do índice de preço do produtor estrangeiro, e é o logaritmo da taxa de câmbio, Δ é o operador da diferença e ε^b é o choque de oferta.

ii) uma curva IS, que representa a demanda agregada:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + p r_{t-1} + \varepsilon_t^{hf} \quad (2)$$

Em que h é o logaritmo do hiato do produto, r é o logaritmo da taxa de juros real e ε^{hf} é o choque de demanda.

iii) Uma relação de paridade descoberta da taxa de juros, que relaciona a expectativa de mudança na taxa de câmbio entre dois países com a diferença entre suas taxas de juros e com um prêmio de risco. É uma regra de condução da política monetária similar à de Taylor, que torna possível a avaliação da relação entre a política fiscal e monetária.⁷

⁷ A relação de paridade é dada pela seguinte equação: $E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^F - x_t$, Em que: e é o logaritmo da taxa de câmbio, i é o logaritmo da taxa de juros doméstica, i^F é o logaritmo da taxa de juros externa e x é o logaritmo do prêmio de risco. E a regra de condução da política monetária similar à de Taylor é estruturada da seguinte forma: $i_t = (1 - \lambda) i_{t-1} + \lambda (\alpha_1 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3)$, Em que π é o logaritmo da inflação, π^* é o logaritmo da inflação esperada, h é o logaritmo do hiato do produto e i é o logaritmo da taxa de juros.

Desde que adotou os modelos de pequeno porte baseados nos estudos de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), o Banco Central vem constantemente atualizando e aperfeiçoando a formulação destes, modificando-os de acordo com as transformações no cenário econômico nacional e internacional, seja através da revisão dos parâmetros ou pela adoção de novas especificações para as equações (BACEN, 2001).

Analisando as revisões periódicas dos modelos semi estruturais de pequeno porte publicados nos relatórios de inflação de junho de 2001, junho de 2011, junho de 2012, junho de 2013 e junho de 2014, fica clara a evolução pela qual tais modelos passaram.

Na forma revisada da curva de Phillips, representada pela equação (3), foi inserida de modo definitivo a expectativa da inflação futura. Tal variável já era tida como importante pelos autores que propuseram o modelo original – conferindo ao modelo uma abordagem *forward looking*. Mas aconselhavam a não utilizá-la devido às dificuldades que se tinham na época para obtê-la. Porém atualmente esta variável é mais acessível, tanto através da pesquisa realizada pelo sistema do Banco Central de expectativas de mercado, que coleta as expectativas dos agentes do mercado, quanto por meio de técnicas que estimam as expectativas de inflação por meio de modelos auto-regressivos.

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

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.

Com a breve exposição realizada acima, percebe-se a importância que a utilização da curva de Phillips tem para as análises e os processos decisórios do Banco Central. Neste trabalho, optou-se por focar a estimação de uma curva de Phillips na metodologia proposta, sem considerar a reação das autoridades, fixando a taxa de juros básica da economia.

3. Metodologia

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

3.1 Modelo estimado

Tomando como base a curva de Phillips utilizada atualmente pelo Banco Central, especificada na equação (3), a equação de oferta agregada a ser estimada neste artigo tem a seguinte formulação:

$$\pi_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} crb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} \exp_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} prodtrab_{t-j} + \sum_{j=1}^n \eta_{1j} hfruti_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que π é a inflação medida pelo IPCA, crb é o índice de *commodities* expresso em dólares, e é a taxa de câmbio nominal, exp é a expectativa presente à respeito da inflação 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 das hortifrutícolas, j é o número de defasagens e ε é o termo de erro.

A curva de Phillips exposta na equação (4) apresenta algumas diferenças em relação a 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 que compreende 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 queiram comparar seus preços em relação ao conjunto da economia, logo o índice cheio é mais relevante para tal decisão (SCHWARTZMAN 2006).

Outra diferença da curva de oferta agregada utilizada por este trabalho em relação à do Bacen é a presença da taxa de câmbio. Já que nesta equação foi utilizado o índice de *commodities* em dólares, faz-se necessária a presença da taxa de câmbio. Mais uma diferença é a presença da variável “produtividade do trabalho” que entra na equação para representar o lado do custo das firmas. Além disso, também foi inserido na equação um índice de preços das 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

Nas análises realizadas foram utilizados dados mensais que vão de março de 2002 a abril de 2014⁸ e todas as variáveis foram transformadas em índice com o ano base em março de 2002. Além disso, todas as variáveis foram usadas na forma de logaritmos.

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

Tabela 1- Descrição das variáveis utilizadas na curva de Phillips

VARIÁVEIS	REPRESENTAÇÃO	DESCRIÇÃO
IPCA	π	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: Thompson 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	exp	Expectativa no período presente para a inflação 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.

⁸ Este período de tempo foi escolhido devido a disponibilidade de dados da variável que mede a média de horas efetivamente trabalhadas por semana, que foi utilizada para a construção da variável “produtividade do trabalho”.

Hiato do produto	<i>h</i>	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 ⁹ .
Produtividade do trabalho	<i>prodtrab</i>	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. Fórmula utilizada: $Prodtrab = PIB/horas\ trab.$
Índice de preço das hortifrutícolas	<i>hfruti</i>	Para o cálculo deste índice foram utilizadas as séries de preços nominais em R\$/Kg coletados no atacado de São Paulo (Ceagesp) ¹⁰ dos seguintes produtos: tomate, batata, banana, cebola, mamão, uva, laranja. E o peso dado a cada série foi o mesmo que o sistema de ponderação do IPCA utiliza para cada um destes produtos primários. O índice calculado foi um índice de Laspeyres. Fonte das séries: CEPEA.

Fonte: Elaborado pelos autores

3.3 Método de estimação empregado

O primeiro teste realizado foi o de raiz unitária, utilizado para verificar a estacionariedade das séries. Foi aplicado o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF) (GUJARATI, 2006). 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 Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erros (SVEC), assim como postula BUENO (2008), que contempla a Função Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância dos Erros

⁹Com 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 a 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 14.400, já que este é o valor padrão sugerido na literatura para séries mensais, como é o caso da série utilizada aqui.

¹⁰ É importante ressaltar que os preços das hortifrutícolas no atacado de São Paulo servem de referência para todo o Brasil.

de Previsão. Para a realização dos procedimentos estatísticos descritos neste capítulo foram utilizados os softwares econométricos 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.

4.1 Resultados do teste de raiz unitária-ADF

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, todas as variáveis são não estacionárias em nível, sendo que apenas o índice das hortifrutícolas, apresentou estacionariedade em nível no teste que inclui 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 de raiz unitária. E assim, ficou confirmado que todas as variáveis utilizadas na estimação são I(1), ou seja, integradas de ordem um.

Tabela 2- Resultado dos testes ADF

Variável	Nº de defasagens	Teste com constante (p-valor)	Teste com constante e tendência (p-valor)	Conclusão
ipca (lπ)	7	0,5096	0,8444	Não estacionária
crb (lcrb)	12	0,5184	0,3228	Não estacionária
câmbio (le)	11	0,1565	0,9862	Não estacionária
expectativa (lexp)	6	0,6297	0,4954	Não estacionária
hiato (lh)	8	0,3232	0,551	Não estacionária
Prod.do trabalho (lprodtrab)	1	0,721	0,9427	Não estacionária
Índice Hort.(lhfruti)	12	0,9267	4,606e-007	Estacionária somente para o teste com constante e tendência

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa

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. Comparando os valores obtidos no teste, com os valores críticos a 5% de significância, tem-se que 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.

Tabela 3- Resultado do teste de cointegração de Johansen

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	174.594	124,24
$r=1$	$r>1$	111.909	94.15
$r=2$	$r>2$	72.276	68.52
$r=3$	$r>3$	40.794	47.21
$r=4$	$r>4$	19.417	29.68
$r=5$	$r>5$	4.011	15.41
$r=6$	$r>6$	0.044	3.76

*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

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

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 assim foram incluídos os termos de correção de erro neste modelo, obtendo, assim, um Modelo Auto-Regressivo com Correção de Erros (VEC).

4.3 Resultados do modelo estrutural de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erros (SVEC)

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, considerando as associações bem estabelecidas em modelos teóricos e sua aplicações empíricas. Tais relações e suas estimativas aparecem na Tabela 4.

4.3.1 Resultado da matriz de relação contemporânea

Na Tabela 4, nota-se que os sinais de todos os coeficientes estimados estão de acordo com o esperado e que todos – exceto um - são significantes pelo menos a 10%, sendo a única exceção o coeficiente da relação entre o CRB e a expectativa, que extrapola o nível de 10%.

Dentre as relações expostas na Tabela 4, uma das que mais interessa para os objetivos deste trabalho, é a que existe entre o índice de preço do hortifruti e o IPCA: o coeficiente desta relação foi positivo e significativo, como era esperado, apesar de pequeno, uma vez que pelo resultado obtido, um aumento de 1% no índice do hortifruti provoca um aumento contemporâneo de 0,006% no IPCA.

Tabela 4- Resultado da matriz de relação contemporânea

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t^{11}
DE	SOBRE			
expectativa	IPCA	0,393924019	0,165347007	2,38241
hfruti	IPCA	0,006038745	0,001773549	3,40489
CRB	câmbio	-0,531977102	0,087266690	-6,09599
CRB	expectativa	0,003325635	0,003088317	1,07684
Hiato	expectativa	0,011448738	0,003172774	3,60843
Prod. Trab.	hiato	1,008673946	0,016757295	60,19312
CRB	Prod. Trab.	-0,284334975	0,076197967	-3,73153

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

No que tange aos outros coeficientes estimados, é importante ressaltar a forte relação entre a expectativa de inflação e o IPCA, de modo que um aumento de 1% na primeira variável provoca um aumento contemporâneo de 0.39% no IPCA. Bem como a relação positiva entre o CRB, que também representa um choque de oferta, e a expectativa de inflação, que indica que indiretamente o IPCA sofre com os choques trazidos pelos preços das *commodities*.

4.3.2 Resultado das funções impulso - resposta¹²

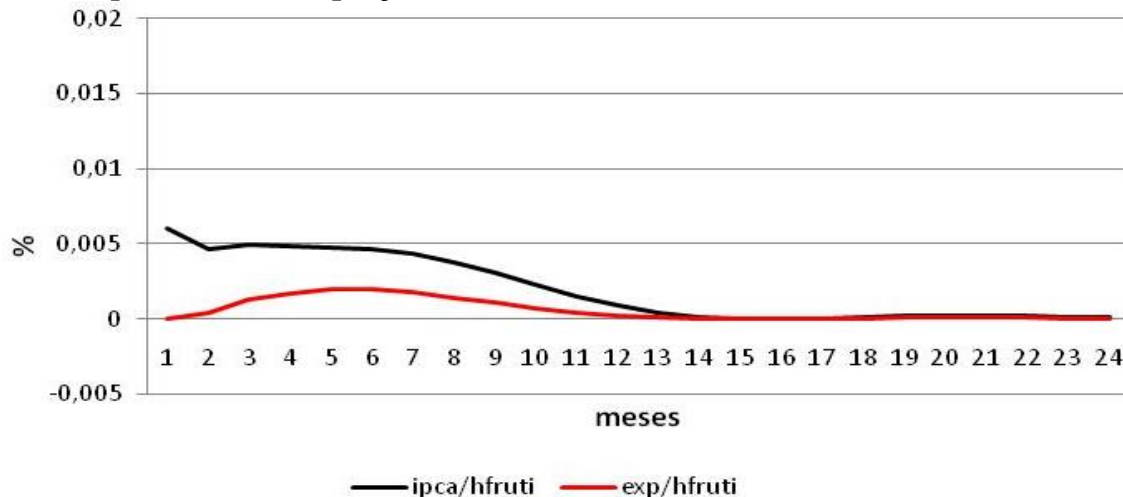
Através do Gráfico 3 é possível observar o efeito provocado pelo aumento de 1% no preço das hortifrutícolas sobre o IPCA e sobre a expectativa de inflação: o IPCA responde de maneira mais imediata, apresentando logo no primeiro período um aumento de 0,006%, que com o passar do tempo vai se dissipando até praticamente desaparecer a partir do 12º período, quando, então, terá acumulado um 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 das hortifrutícolas vai diminuindo, até praticamente se anular, também após o 12º período, acumulando um aumento de 0,013%.

¹¹ É importante lembrar que a estatística t 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).

¹² Nesta subseção serão apresentadas apenas as funções impulso-resposta que são centrais para a discussão do tema proposto pelo trabalho. Outros resultados do estudo encontram-se na tese de doutorado da primeira autora em fase de conclusão.



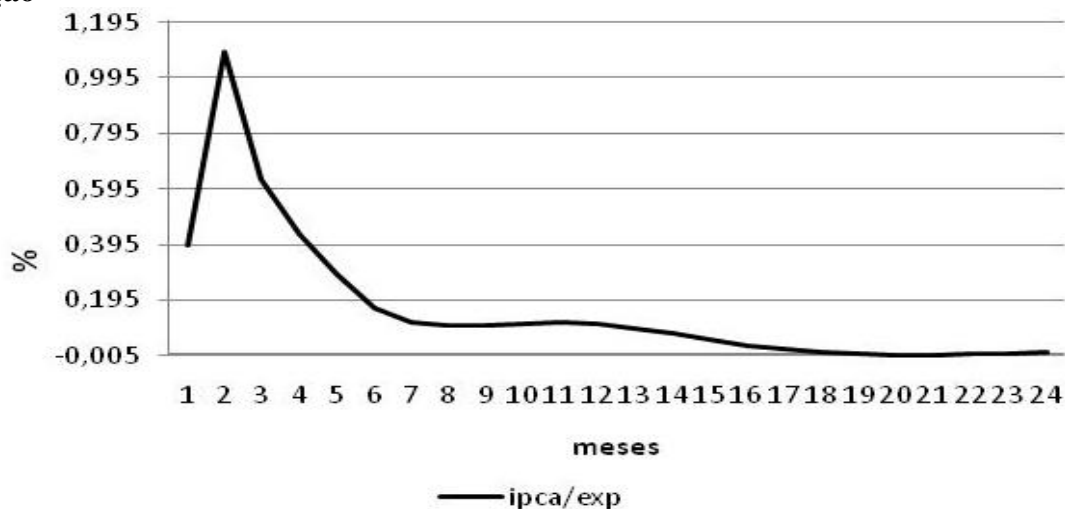
Gráfico 3- Função impulso resposta: Resposta do IPCA e da expectativa de inflação a um choque no índice de preços das hortifrutícolas



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

Logo, é possível perceber que o preço das hortifrutícolas exerce uma influência não só direta na inflação, como já era esperado, mas também de maneira indireta por meio da expectativa de inflação. Ou seja, no impacto dos hortifrutícolas sobre IPCA, estão contabilizados o efeito direto mais aquele indireto que resulta da mudança de expectativa. O Gráfico 4 mostra que dado um aumento de 1% na expectativa da inflação, logo no primeiro período o IPCA já aumenta 0,39%, chegando a apresentar no segundo período um aumento de 1%, logo a relação se torna praticamente de um para um, sendo que a partir deste período a influência começa a diminuir, porém ainda continua relevante pelo menos até o 12º mês, quando totaliza 3,65%.

Gráfico 4- Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na expectativa da inflação

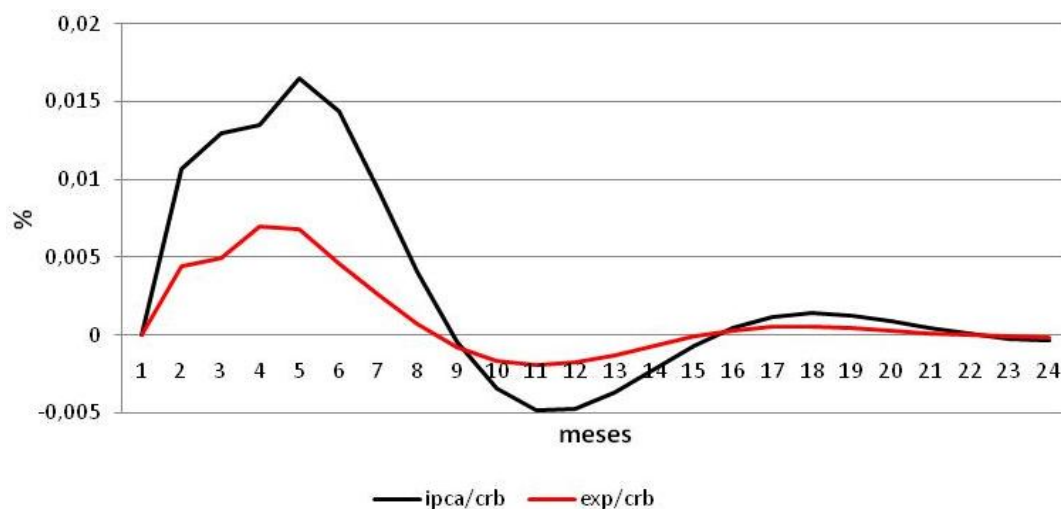


Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa



Neste ponto é interessante fazer uma comparação entre os efeitos de um choque positivo no preços das hortifrutícolas, apresentados pelo Gráfico 3, e os efeitos de um choque positivo no índice de preço das *commodities*, representado neste trabalho pelo CRB. O Gráfico 5 apresenta a resposta do IPCA e da expectativa de inflação a um choque positivo no CRB, é possível perceber que o IPCA, diferentemente de quando acontece um choque no preço do hortifrutí, não responde imediatamente a um choque no CRB, a resposta acontece lentamente e chega no seu ponto máximo no quinto período, onde 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%, logo é um pouco maior do que o efeito acumulado de um choque no preço das hortifrutícolas sobre a mesma variável. Já a expectativa de inflação tem um resposta mais modesta, que também não é imediata, uma vez que atinge seu ponto máximo no quarto período, onde um aumento de 1% no CRB eleva a expectativa da inflação em 0,0070%, que no final de 12 períodos apresenta uma 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. Logo pode-se dizer que o choque dos preços das hortifrutícolas perduram um pouco mais do que o choque dos preços das *commodities*, porém considerando os efeitos acumulados de ambos, aquele provocado pelo CRB proporciona um aumento um pouco maior tanto no IPCA quanto na expectativa da inflação.

Gráfico 5- 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

4.3.3 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão

As decomposições foram calculadas para 24 períodos (meses), mas serão expostas de maneira resumida, de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

Na Tabela 5 está exposta a decomposição da variância do IPCA (nos períodos 1-9 e 24 após o choque inicial). É possível depreender que grande parte das variações do IPCA é

explicada por ele mesmo, principalmente nos primeiros períodos. Porém, com o passar do tempo a expectativa da inflação e o índice de preço das hortifrutícolas vão ganhando importância na explicação do IPCA, tanto que no último período analisado 14,21% das variações do IPCA são explicadas pela expectativa da inflação e 12,56% pelos preços das 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 das hortifrutícolas, este último tem um maior poder de explicação da variação do IPCA, se comparado com o CRB, já que a parte da mudança do IPCA que este explica mesmo se acrescida da parte explicada pelo câmbio, não se equipara com a importância do índice das hortifrutícolas na decomposição da variância do IPCA.

Tabela 5- Decomposição da variância do IPCA

Períodos	Desvio- Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXP	HIATO	PRODTRAB	HFRUTI
1	0,002092	88,973	0	0	3,357	0,013	0,307	7,35
2	0,002793	70,59	1,155	5,162	16,326	0,02	0,216	6,532
3	0,003093	66,366	2,335	4,591	17,273	0,126	1,694	7,615
4	0,003286	62,746	3,414	4,339	16,933	0,113	3,828	8,627
5	0,003439	59,562	4,939	4,067	16,12	0,111	5,665	9,537
6	0,003546	57,499	5,941	3,879	15,363	0,108	6,755	10,456
7	0,003611	56,569	6,248	3,763	14,91	0,116	7,03	11,364
8	0,003651	56,295	6,21	3,682	14,66	0,131	6,944	12,078
9	0,00368	56,22	6,114	3,652	14,506	0,153	6,847	12,508
24	0,003752	55,624	6,348	3,755	14,316	0,204	7,19	12,563

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

5. Conclusão

Neste estudo, buscou-se examinar a influência que os choques de oferta provocados pela variação dos preços das hortifrutícolas exercem na inflação brasileira. Para isso foi estimada uma função de oferta agregada, baseada na estrutura da curva de Phillips, que é parte integrante dos modelos semi estruturais de pequeno porte utilizados pelo Banco Central na avaliação das perspectivas de inflação. O procedimento econométrico utilizado foi o de auto-regressão 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 das hortifrutícolas eleva o IPCA e também a expectativa de inflação, sendo que tal efeito perdura por volta de doze meses. Já pelos resultados da decomposição da variância, pode-se verificar que os preços dos hortifrutis explicam em média 11,45% da variação do IPCA e 6,42% da variação das expectativas de inflação. Convém salientar que as hortifrutícolas mostraram-se mais importantes no processo inflacionário do que as *commodities* agropecuárias, a taxa de câmbio, o hiato e a produtividade do trabalho.

Logo, é possível concluir que há indícios que apontam que os preços das hortifrutícolas podem estar contribuindo para a manutenção da inflação do país em níveis elevados. Uma sequência de choques nessa categoria de alimentos pode, além de seu impacto direto, se difundir para outros mercados em função de seu efeito na expectativa da inflação. Alterações na expectativa é que levam a inflação para os demais mercados. Para suavizar esse tipo de mecanismo, compete ao Banco Central dificultar a operação do mesmo, tornando-o custoso para as empresas e para a sociedade em termos de lucratividade e, principalmente, de emprego.

Referências Bibliográficas

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. Disponível em:<
http://www.anpec.org.br/encontro_2005.htm>. Acesso em: 10 dez. 2014.

BALBINO, C. E. ; COLLA, E. ; TELES, V. K. A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. **Escola de Economia de São Paulo-FGV**. Texto para discussão 244, fev. de 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL- BACEN. Sistema gerenciador de séries temporais. Disponível em:<
<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 20 jan. 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Relatório de Inflação**. v.3,n.2, p.1-178, Brasília, Junho de 2001.2001. Disponível em:<
<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2001/06/ri200106P.pdf>>. Acesso em 10 de nov. 2014.

_____.Relatório de Inflação.v.12, n.3, p.1-139, Brasília, Setembro de 2010.2010a. Disponível em:<
<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2010&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 jun. 2014.

_____.Relatório de Inflação.v.13,n.1, março de 2011a. Disponível em:<
<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2011/03/ri201103P.pdf>>.Acesso em: 17 de fev. 2014.

_____.Relatório de Inflação.v.13,n.2, p.1-147, Brasília, Junho de 2011.2011b. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2011&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 de fev. 2014

_____.Relatório de Inflação.v.14,n.2, p.1-143, Brasília, Junho de 2012.2012. Disponível em:< <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2012/06/ri201206inp.pdf>>. Acesso em: 20 de fev. 2014

_____.Relatório de Inflação.v.15,n.1,p.1-140, Brasília, Março de 2013.2013a. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 de fev. 2014.

_____.Relatório de Inflação.v.15,n.2,p.1-129, Brasília, Junho de 2013.2013b. Disponível em:< <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2013/06/ri201306inp.pdf>>. Acesso em: 20 de fev. 2014.

_____.Relatório de Inflação.v.16,n.2, junho de 2014.2014. Disponível em:<
<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2014/06/ri201406P.pdf>>. Acesso em: 14 de nov.
2014.

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. Disponível em:<
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1187568#page=90>. Acesso em: 20 de
nov.2014.

BLINDER, A. S.; RUDD, J. B. The supply-shock explanation of the great stagflation
revisited. **NBER Working Papers Series**. National Bureau of economic research. Dezembro
de 2008. Disponível em:< <http://www.nber.org/papers/w14563>>. Acesso em: 10 out. 2014.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG,S.R.C. Implementing inflation targeting
in Brazil. **Working paper series**. julho de 2000. Disponível em:<
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=247507>. Acesso em: 11 set. 2014.

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. Disponível em:<
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1187568#page=90>. Acesso em: 20 de
nov.2014.

BUENO, R. de L. da S. Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning,
2008.

CINER, C. Commodity prices and inflation: Testing in the frequency domain. **Research in
International Business and Finance**. v.25, n.3.p.229-237.Disponível em: <
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0275531911000080>>. Acesso em: 10 de
fev. 2014.

ENDERS, W. Applied Econometric time series. 460p. 2ed. 2004.

GARCIA, M.G.P. Juros, commodities e preços administrados. **Valor Econômico**. 19 mar.
2004. Disponível em:< [http://www.economia.puc-
rio.br/mgarcia/Artigos/Artigos%20Valor/Valor%20040319%20versao%203.pdf](http://www.economia.puc-rio.br/mgarcia/Artigos/Artigos%20Valor/Valor%20040319%20versao%203.pdf)>. Acesso
em: 10 jun. 2014.

GUJARATI, D. N. Econometria básica. 3.ed. Rio de Janeiro: Elsevier,Campus, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA-IBGE. Disponível em:<
<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 10 fev. 2015.

_____. **Banco de Dados Agregados**. Sistema IBGE de Recuperação automática-Sidra.
Disponível em:<
<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/protabl.asp?c=3653&z=t&o=22&i=P> >. Acesso em:
10 fev. 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA-IPEADATA. Disponível em: <
<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 12 fev. 2015.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, pp.231-254. North-Holland. 1988. Disponível em:
<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>>. Acesso em: 10 dez. 2014

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. Disponível em:<
http://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10_anos_metas_inflacao_completo.pdf>. Acesso em: 10 set. 2014.

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. Disponível em: < <http://link.springer.com/article/10.1007/s11079-012-9261-5>>. Acesso em: 25 de fev. 2014.

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, pp.01-09, abr. 2012. Disponível em:<
<http://www.businessjournalz.org/efr>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

MOREIRA, R. R. Commodities prices volatility, expected inflation and GPD levels: an application for a net-exporting economy. In: International Conference on Applied Economics (ICOAE) 2014.Grécia. **Anais eletrônicos...** Grécia: ICOAE, 2014. Disponível em:<
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2212567114007321>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

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. pp. 461-472. Agosto. 1992. Disponível em: <
<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00013.x/abstract>>. Acesso em: 12 mar. 2015.

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**. Maio de 2011. Disponível em: < <http://www.bostonfed.org/news/speeches/rosengren/2011/050411/>>. Acesso em: 11 set. 2014.

SCHWARTZMAN, F.F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**. v.10, n.1, 2006. Disponível em: < <http://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/916>>. Acesso em: 15 de nov. 2014.

SHAPIRO, M. D. Supply shocks in macroeconomics. **NBER Working Paper**. n. 2146. Cambridge. 1987. Disponível em: < <http://larseosvensson.se/files/papers/ep501.pdf>>. Acesso em: 25 maio 2014.